دكتور زكريا أحمد الشربينى

الإحصاء وتصميم التجارب

فى

البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

Spss

مكتبة الأنجلو المصرية

الإحصاء وتصميم التجارب

فى

البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور / زكـــريا الشـــربينى

استاذ بكلية العلوم الإنسانية والاجتماعية

مدير مركز الانتساب الموجه

جامعة الإمارات العربية المتحدة

مكتبة الأنجلو المصرية

أسم الكتاب: الإحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية
أسم المؤلف: د/ زكريا الشربينى
أسم الناشر: مكتبة الانجلو المصرية
أسم الطابع: مطبعة محمد عبد الكريم حسان
سنة الطبع: ٢٠٠٧
رقم الايداع: ٨٥١٧
الترقيم الدولى: I-S-B-N 977-05-1309-1

بسم الله الرحمن الرحيم

الإهداء

إلى ...

والدي ووالدتي

وفاءً لدينهما الذي لا يوفى ...

لا خَيْرَ فى خلٍّ يخُونُ خَليلَهُ
وَيلْقَاهُ مِنْ بَعْدِ المَّودةِ بِالجَفَا
سَلامٌ عَلَى الدُّنْيَا إذَا لم يَكُنْ بِهَا
صَدِيقٌ صَدُوقٌ صَادِقُ الْوعْدِ مُنْصِفاَ

مقدمة الطبعة الجديدة

يسرنى أن اقدم هذه الطبعة من كتاب «الاحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية» وهى طبعة مزيدة ومُحدثه .

وكما هو معروف فإن الاحصاء تساعد الباحث والدارس فى مجالات علم النفس والتربية والاجتماع ، ليس فقط على فهم لغة الأرقام فى هذه المجالات بل على التصميمات التى تتناسب وطبيعة البيانات التى تم جمعها .

ولقد اردنا منذ البداية أن يكون هذا الكتاب عمليا أو من نوع تلك الكتب التى يطلق عليها Cook Book . لقد شمل الموضوعات ذات الأهمية والتى يشيع استخدامها أو امكانية الاستفادة منها فى البحوث والدراسات النفسية ، مع مراعاة التبسيط والسهولة والتسلسل فى عرض الافكار بالاضافة إلى الجديد أو الحديث فى مجال المعالجات الاحصائية فى البحوث الإنسانية .

لقد تم التحديث فى بعض المواضع داخل هذه الطبعة الجديدة ، كما أضيف فصلا جديداً حول التحليل الاحصائى الماورائى Meta Analysis وجاء العرض فى الموضوعات المختلفة للكتاب مدعوما بالصورة التى يمكن أن تظهر عليها نتائج التحليلات الاحصائية عند استخدام حزمة البرامج المشهورة Spss .

على أمل أن يلقى هذا العمل العلمى قبول اساتذتنا ويفيد طلبة العلم والباحثين فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية .

ونسأل المولى عز وجل أن يعلمنا ، وأن ينفعنا بما علمنا ، وأخر دعوانا أن الحمد الله رب العالمين .

القـــاهرة – مصر الجديدة

٩ أبريل ٢٠٠٦

زكريا الشربينى

مقـــــدمة

اعتبر البحث التجريبى أفضل طريقة لبحث بعض المشكلات فى العلوم الإنسانية ، والباحث فى هذا النوع من البحوث لا يتحدد بحدود الواقع ، وإنما يحاول إعادة بنائه فى موقف تجريبى فيقوم بدور فعال فى الموقف البحثى يتمثل فى عمل تغيير مقصود وفق شروط محدده ، ويلاحظ التغير الذى ينتج عن هذه الشروط ، ويكون الهدف الأساسى من إجراء الباحث لذلك إنشاء علاقة سببية بين المتغيرات من خلال تصميم الموقف التجريبى الذى يعتبر فيه ضبط المتغيرات واحدا من الإجراءات الهامة ، وذلك لتوفير درجة مقبولة من الصدق .

وهناك العديد من التصميمات التجريبية التى تعتمد على أساليب إحصائية وخطوات تحليلية رياضية يستفاد من كل منها تحت شروط وظروف محددة ، لا غنى عن معرفتها والإلمام بخصائصها وكيفية تفسيرها والصورة التى تأتى عليها قبل الاعتماد على الحاسب لاستخراجها إذا رأى الباحث أنه عوضاً عن تنفيذها .

ويتناول هذا الكتاب قضية التصميم التجريبى فى البحوث الإنسانية عبر ما نعنيه بالتجريب والتصميمات التجريبية بأنواعها وطرق التصميم والتحليل الإحصائى لها سواء كانت تصميمات تجريبية بشرط أو أكثر من شرط للعينات المستقلة والعينات المترابطة ، وغير ذلك من القضايا التى استغرقت أربعة عشر فصلا جاء اخرها متناولا ما يعرف بتحليل التغاير .

وقد اعتمد هذا الكتاب بالإضافة إلى ما شق طريقه إلى تفكير الكاتب من خبراته متعلماً ومعلماً على الكثير من المراجع العربية والأجنبية والدراسات الحديثة التى فى مقدمتها مؤلفات Broota و Ferguson and Takan و Campbell and Stanley وLehman وغيرها ... وقد أخذت عن هذه المؤلفات العديد من الاراء والأمثلة الرقمية وهذا لا ينفى الجذور وما توصل إليه علماء منذ عام ١٧٠٠م .

وفى عام ١٩٠٦ طلبت شركة البيرة الشهيرة Guinness من العالم Gosset أن يقوم بدراسة لاختيار عينة من مجتمع مدينة Dublin بايرلندا ، كى تقوم هذه العينة بتذوق البيرة . وقد توصل العالم Gosset إلى معادلة تختبر الفرق بين أداء العينة وأداء المجتمع ونشر معلوماته تحت الاسم المستعار Student خشية أن يستفيد أصحاب المصانع المتنافسة من أبحاث هذا العالم إذا ما كشفت عن شخصيته . ومن اختباراته المشهورة اختبار «ت» . وقد طور العالم Fisher وعمم اختبار «ت» واجرى دراسات عن تحليل التباين بين عامى ١٩٢٠ ، ١٩٢٢ .

لقد توالت الدراسات منذ افكار Pascal فى القرن السابع عشر عن الاحتمالات وكذلك Laplace صاحب نظرية الاحتمالات إلى Gosset و Fisher فى القرن العشرين إلى الوقت الراهن حيث الاهتمام بتحليل المتغيرات المتعددة Multivariate وحجم التأثير Effect Size وفوائدة فى بعض الأمور مثل التحليل الماورائى Meta-Analysis وادخلت الاستفادات من الاحصاء عموما كتطبيق فى ميدان العلوم الإنسانية .

ولايعنى هذا أن الأساليب الإحصائية فى العلوم الإنسانية هى كل شيء فى البحوث ، ولكنها وسيلة مساعدة للباحث لتطبيق البيانات والاجابة عن تساؤلات أو التحقق من صحة فروض . ويشترط عند اختيار هذه الأساليب الإحصائية مناسبتها وشروط تطبيقها وكيفية مناقشة ما تسفر عنه أو تفسيره ، حتى لا نصل إلى استنتاجات وتوصيات غير مناسبة أو تخزل متخذى القرار .

فمثلا فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية بطرق مسحية أو وصفية أو ارتباطية ، نحن لا نبحث عن السبب والنتيجة ، مثلما يحدث فى الطرق التجريبية التى يتم فيها بحث أثر متغير مستقل (معالجة) على متغير تابع ، وإنما يكون الاهتمام بدراسة المتغيرات المتصلة بظاهرة معينة لفهما وتفسيرها فى ضوء علاقات واحداث محيطة .

وقد عرضت قضية الكتاب الحالى بطريقة متوازنة تطنب فى تفصيل كل عنصر ولا توجز إلى الحد الذى يجعل العرض غير مفيد .

وأرجو من الله التوفيق فى تحقيق الغرض المنشود ، وأن يستثير هذا العمل

العلمي في القائمين على البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أبعادا وافاقا وطرائق جـديدة . وكل طموحنا أن نضـيف بما قـدمناه هنا إلى مـا أسـداه ويسـديه أساتذتنا وزملاؤنا وهم أجل وأقدر .

والكمال لله وحده .... وهو سبحانه ولي التوفيق .... والحمد رب العالمين

القـــاهرة – مصر الجديدة

الأربعاء ٣ أغسطس ١٩٩٤

زكريا الشربيني

الفهـــرس

الفصـــل الأول

الفصل الثانى

الفصل الرابع
التصميم التجريبي بأكثر من معالجتين
للقياسات المستقلة ١٧٥ – ٢٤٥

الفصل الأول

التجريب والتصميمات التجريبية

مقـــــدمة :

لقد شهدت الإنسانية فى عصرنا الحالى إنجازات كبيرة فى كافة الميادين ، وتقدماً ضخماً فى مجالات متنوعة . داخل كل ميدان وجاء هذا التقدم الهائل ثمرة لجهود الباحثين واعتمادهم على الطريقة العلمية Scientific Method فى البحث، هذه الطريقة التى اتضح أثرها فى العلوم كافة ومنها العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وإن كانت بالطبع إنجازات البشر فى العلوم الطبيعية أكثر مما حققوه فى العلوم الإنسانية.

والمنهج العلمى الذى كان له الأثر الواضح فى تقدم العلوم الطبيعية هو المنهج التجريبى ، وكان نتيجة لما أحرزه هذا المنهج من تقدم فى العلوم الطبيعية أثر على إقبال علماء السلوك والعلوم الإنسانية على استخدامه والاستفادة منه .

والتجريب عموماً أكثر طرق البحث دقة ، والطريقة التجريبية Experimental Method تهتم بجمع البيانات لاختبار الفروض المتعلقة بقضية محددة مع عزل أو تثبيت العوامل الأخرى التى يمكن أن تترك أثرها على النتيجة ، أى أن الطريقة التجريبية تسعى إلى الكشف عن العلاقات بين المتغيرات فى ظروف يسيطر الباحث فيها على متغيرات أخرى لمعرفة الظروف التى تسبب حدوث ظاهرة محددة ، ولذلك فالتجريب تغيير متعمد ومضبوط للشروط المحددة لحدث ما وملاحظة التغيرات الناتجة فى الحدث ذاته .

والتجربة Experiment خطة مرسومة مقدماً لتشكيل أساس مأمون للحصول على معلومات جديدة أو لتأكيد أو رفض نتائج سابقة تفيد فى وضع توصيات فى مجال هذه التجربة وهذه الخطة تعتمد على تغيير وضبط فى ظروف الواقع ، ويقصد بها تطبيق عامل معين على مجموعة من المفحوصين مثلا أو مجموعات لمعرفة ما يحدث من أثر . مثل تطبيق طريقة حديثة للتدريس أو تطبيق برنامج محدد .

وإذا كانت التجربة نوعاً من الملاحظة المقننة أو المضبوطة كما يقال ، إلا أنها تتميز عن الملاحظة فى كونها تتطلب تدخلا أو معالجة يقوم بإدخالها الباحث أو المجرب ، فالمجرب يصطنع أحد المتغيرات ويتحكم فيه ثم يلاحظ ما إذا كان متغيراً تالياً قد اختلف تبعاً لذلك المتغير الأول أم لا .

ويشير Dyer إلى أن بعض المتغيرات التي يتعامل معها الباحث في العلوم السلوكيةمقدرة شبه كميا Semiquantitative مثل الميول والاتجاهات وسمات الشخصية ومفهوم الذات ، فلا يعنى فرق أربع نقاط نفس المقدار من السمة المقاسة ولا تعكس فئات متساوية . كما أن القيمة (صفر) لمثل هذه المتغيرات لا يعنى انعدام السمة ويمكن الاصطلاح على أى رقم ليكون نقطة البداية أو صفر المتغير . بالإضافة إلى إمكانية تحويل القيم من توزيع إلى اخر .

والتجربة الحقيقية تعنى القيام بعملية استقصاء علمى تتم فيه الملاحظة وتجمع البيانات ولها خصائص تميزها فى كثير من المواقف البحثية وهى :

– المعالجة Manipulation : ويقصد بها التغيير الذى يجريه الباحث على بعض أفراد دراسته .

– الضبط Control : ويعنى تثبيت أو عزل بعض الخصائص المحيطة بالموقف البحثى .

– العشوائية – التعشية Randomization : ويقصد بها توفير أفراد البحث على أساس عشوائى .

ولا ينتظر إمكانية توافر هذه الخصائص فى كل البحوث التجريبية وهذا ما تطلب تعدد التصميمات التجريبية .

والباحث فى الدراسة التجريبية عليه أن يمر بخطوات أساسية مبتدئا بالمشكلة ومحدداً لها بدقة ثم بصياغة الفروض. والفرض هنا يقترح أن حالة ما (متغيراً مستقلا Independent Variable) يؤدى إلى حدوث حالة أخرى أو حدث أو أثر . ولاختبار صدق نتيجة متوقعة من فرض ، يصمم الباحث تجربة يحاول فيها ضبط جميع الشروط ، فيما عدا المتغير المستقل الذى يتناوله والذى يسمى أحيانا بالمتغير التجريبى Experimental Variable ، ثم يلاحظ ما يحدث للمتغير التابع Dependent Variable نتيجة للتعرض للمتغير المستقل .

والمتغير التابع هو النتيجة التى تظهر أو تختفى أو تتغير إثر تطبيق المتغير المستقل عليها على اعتبار أن المتغير المستقل هو العامل أو السبب الذى يطبق بغرض معرفة أثره .

وأهم ما يميز التجربة هي أنه حينما يتم التحكم في المتغيرات العرضية أو المحيطة أو المتدخلة Intervening Variables أو الدخيلة Extraneous Variables فإن المتغير المستقل يفسح المجال أمامه لإيضاح تأثيره على المتغير التابع .

والمتتبع لتاريخ علم النفس يلاحظ إعداد تجارب معملية على ذكاء الحيوان وانتقال أثر التدريب مثل تجارب Pavlov على الكلاب وتجارب Thorndike على القطط وتجارب نظرية الجشتالت Gestalt Theory على القرود تلك التجارب وغيرها التي مهدت بجلاء يستحق التقدير لتجارب على سلوك البشر مثل تجارب انتقال أثر التعلم لدى Thorndike والتجارب على سلوكيات الأطفال لدى Watson وتجارب Canon على الانفعال وتجارب Cattel على زمن الرجع وتجارب Pines لرفع مستوى ذكاء أطفال المرحلة المبكرة وتجارب Bandura على النموذج والعدوان وتجارب الكشف عن الاستجابات المعززة والتغيرات الدافعية التي تتلو التعزيز لدى Ellis وتطبيقات التعلم الشرطي لدى Skinner وتجارب المفهوم عند Ausubel وغيرها من التجارب الرائدة في مجال التربية وعلم النفس .

ومن أمثلة التجارب لمزيد من الإيضاح نسوق المثال التالي: صاغ باحث في علم النبات فرضاً بخصوص نبات ما، وهو أن ضوء الشمس(متغير مستقل) يؤثر في نمو النبات (متغير تابع) . ولاختبار صدق فرضه ، أحضر نباتين من نفس النوع ، ووضع أحدهما في مكان ظل ، بينما وضع الاخر في ضوء الشمس ، وهو بذلك يغير من كمية الضوء التي تسقط على النبات وتعطيه دليلاً تجريبيا مباشراً على أن ضوء الشمس يؤدى إلى نمو النبات ، بينما يعوق غيابه ذلك النمو . وربما رغب الباحث توسيع تجربته بإحضار نفس نوع النبات وتعريضه لدرجات متفاوتة من الضوء ، لكي يقرر إلى أى حد تؤثر درجات الضوء المختلفة على النمو .

وقد راعى الباحث ما يلي :

- عمر النباتات المستخدمة .
- حجوم الأواني التي وضعت فيها النباتات .
- نوع التربة المزروع فيها النبات .
- كمية الماء التي تعرضت وتتعرض لها النباتات .
- طبيعة الجو المحيط (تيارات هوائية – جو بارد – جو حار .....) .

ودعنا الان لنسوق مثالاً اخر لمزيد من الإيضاح :

في مجال التربية طبق باحث طريقتين جديدتين (C , B) لتدريس الرياضيات مقابل الطريقة التقليدية A وقد صاغ فرضين هما :

١ – يختلف متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة الحديثة B عن متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة التقليدية A .

٢ – يختلف متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة الحديثة C عن متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة التقليدية A .

وهنا يكون المتغير المستقل هو طرق التدريس والمتغير التابع هو التحصيل على اعتبار أنه يقاس مع نهاية تدريس الوحدة موضع الاهتمام . ولاختبار صدق هذين الفرضين لا بد أن يحاول المجرب ضبط جميع الظروف بحيث تكون واحدة لمجموعات التلاميذ (الثلاث) الذين تطبق عليهم الطرق الثلاث (طريقة لكل مجموعة) ولذلك فقد راعى هذا الباحث ما يلي من الضوابط :

– أعمار التلاميذ في المجموعات الثلاث .
– ذكاء التلاميذ في المجموعات الثلاث .
– المستوى الثقافي لأسر تلاميذ المجموعات الثلاث .
– عدد الدروس التي سوف تقدم بكل طريقة (اللازمة لتدريس وحدة من كتاب محدد) .
– الزمن المستغرق في تقديم كل درس وفي تقديم الدروس كلها .
– محتوى الدروس المقدمة (المادة العلمية) في المجموعات الثلاث .
– عدم إخبار تلاميذ المجموعات الثلاث بما يحاول أن يختبره الباحث من فروض .
– حجم الغرف الدراسية للمجموعات الثلاث ومستوى الإضاءة فيها ومستوى الضوضاء المتعرضة لها .
– مستوى كفاءة المدرسين الذين سوف يقومون بالتدريس للمجموعات الثلاث .
– احتمالية تواجد تلاميذ مشاغبين في أحد الفصول .

إن أهم واجب على الباحث وهو يخطط لتجربته ، أن يتمكن من ضبط جميع المتغيرات التي تؤثر على المتغير التابع . فإذا لم يتعرف عليها ويضبطها ، لا يمكنه

التأكد مما إذا كان تغيير المتغير المستقل (اختلاف مستويات المتغيرالمستقل أو اختلاف أنواع المتغير المستقل) أم أى عامل اخر هو الذى تسبب فى الأثر الحادث أو الناتج . وتحدد جوده التجربة إلى حد بعيد بالدرجة التى تقدم بها ضوابط صارمة .

وربما حاول بعض الباحثين التحقق من صحة فروض غير واضحة ، وربما دون محاولة التعرف على المتغيرات التى تؤثر على المتغير التابع وضبطها ، وعندئذ لا يمكن قبول نتائج بحوثهم كتجارب علمية ، وقد يوفر باحثون اخرون مستويات معينة من الضبط إلا أن نتائجهم تصبح موضع تحفظ . ولا شك أن توفير درجة كاملة من ضبط المتغيرات وبخاصة فى العلوم الإنسانية أمر بالغ الصعوبة ، وبالرغم من ذلك فإن الباحثين الجادين لا يتهاونون فى توفير أكبر قدر ممكن من الضبط للمتغيرات .

ولكى يستطيع الباحث تحديد المتغيرات التى تؤثر على المتغير التابع ، فعليه بالتحليل الدقيق لمشكلة بحثه والرجوع إلى الدراسات السابقة فى المجال وكذا الأطر النظرية فهى أغنى مصدر للمعلومات عن المتغيرات الجديرة بالضبط ، وقبل أن يتوفر لدى الباحث المعلومات الكافية عن طبيعة متغيرة المستقل والمتغيرات التى يمكن أن تؤثر فيه يكون الاندفاع بوضع تصميم تجريبى من قبله مخاطرة غير محسوبة ذات عواقب وخيمة .

المتغيرات : تصنيفها وتعريفها إجرائياً :

البحث فى العلوم الإنسانية يجرى تصميمه فى ضوء الاختلاف والتنوع بين الأفراد وبين الظروف ، والنشاط البحثى يهدف عموماً إلى محاولة فهم كيفية تغير الأشياء وأسباب تغيرها .

ومصطلح متغير Variable يتضمن شيئاً يتغير ، ويأخذ قيما مختلفة أو صفات متعددة . فتحصيل التلاميذ يتفاوت من تلميذ إلى اخر ، ولذلك فهو متغير ، والجنسيات (مصرى – سعودى ......أمريكى) متغير ، وطرق التدريس متغير .

فالمتغير مصطلح يدل على صفة محددة ، تأخذ عدداً من الحالات أو القيم أو الخصائص . وتشير البيانات الإحصائية التى يقوم الباحث بجمعها إلى مقدار الشىء أو الصفة أو الخاصية فى العنصر أو المفردة أو الفرد إلى متغيرات . وقد يشير المتغير إلى مفهوم معين يجرى تعريفه إجرائياً فى ضوء إجراءات البحث . ويتم قياسه كميا أو وصفه كيفياً ، فالذكاء مثلاً صفة عقلية لدى الأفراد بدرجات متفاوتة وهو لذلك متغير؛

لأنه ليس بنفس القيمة أو الدرجة أو المستوى عند جميع الأفراد .

وهناك أكثر من طريقة لتصنيف المتغيرات عرضها زكريا الشربيني ، وذلك حسب غرض التصنيف ، فيمكن تصنيف المتغيرات حسب مستويات القياس ، ويمكن تصنيفها إلى كمية ونوعية ...... إلخ

وما يهمنا الآن هو تعريف لأهم أنواع المتغيرات شائعة التناول في هذا المؤلف .

- **المتغير المستقل** Independent Variable : هو ذلك المتغير الذي يبحث أثره في متغير اخر ، وللباحث إمكانية على التحكم فيه للكشف عن تباين هذا الأثر باختلاف قيم أو فئات أو مستويات ذلك المتغير .
- **المتغيرالتابع** Dependent Variable : هو ذلك المتغير الذي يرغب الباحث في الكشف عن تأثير المتغير المستقل عليه .
- **المتغير المعدل** Moderator Variable : هو ذلك المتغير الذي قد يغير في الأثر الذي يتركه المتغير المستقل في المتغير التابع ، إذا اعتبره الباحث متغيراً مستقلاً ثانوياً إلى جانب المتغير المستقل الرئيسي في الدراسة ، وهو يقع تحت سيطرة الباحث ويقرر فيما إذا كان من الضروري إدخاله في الدراسة أم لا .

مثال ذلك حيثما يرغب الباحث في معرفة أثر طريقة التدريس المستخدمة على تحصيل مادة الإحياء ، وجاءت عينة الدراسة من الجنسين ، فقد يرى الباحث أن أثر طريقة التدريس يعتمد على جنس المتعلم ، فالجنس هنا متغير معدل أي متغير مستقل ثانوي .

- **المتغير المضبوط** Controld Variable : هو ذلك المتغير الذي يحاول الباحث إلغاء أثره على التجربة ، ويقع تحت سيطرته ، ولا يستطيع أن يبرر اعتباره متغيراً مستقلاً ثانوياً (معدلاً) ويشعر أن ضبطه سوف يقلل من مصادر الخطأ في التجربة .

مثال ذلك حيثما يرغب الباحث في معرفة أثر طريقة ، التدريس المستخدمة على تحصيل الرياضيات لدى طلاب الثانوي العام والثانوي الصناعي ، فيرى الباحث أن عدم تشابه مجموعات المقارنة من حيث الذكاء يؤثر على نتائج التجربة .

– **المتغير العارض أو الدخيل** Extraneous - Intervening Variable : **هو** المتغيــــر المستقل غير المقصود الــذى لا يدخل فى تصـــميم الدراسة ، ولا يخضع لسيطرة الباحث ، ولكنه يؤثر على نتائج الدراسة ، أو يؤثر فى المتغير التابع . كما لا يمكن ملاحظته أو قياسه . والباحث نظراً لأنه لايستطيع ملاحظة أو قياس المتغير الدخيل أو المتغيرات العارضة فعليه أن يأخذها بعين الاعتبار عند مناقشة النتائج وتفسيرها.

كان ذلك عن أهم أسماء المتغيرات شائعة التناول فى مجال البحوث التجريبية وفى هذا الكتاب ، إلا إن البحث الذى تصاغ أسئلته أو فروضه بشكل محدد لابد أن يعتمد على تعريفات إجرائية لبعضأو لكل متغيراته ، وذلك حسب معطيات وظروف البحث.

فقد يعتمد البحث مثلا على متغير رتبى للابتكار ، حيث يتم تقسيم العينة إلى ذوى الابتكار العالى وذوى الابتكار المتوسط وذوى الابتكار المنخفض ، وذلك تبعاً لواحد من الأسلوبين الآتيين على سبيل المثال :

الأسلوب الأول : اعتبار الحاصلين على قيمة الأرباعى الأعلى (المئينى ٧٥) فأكثر هم ذوو الابتكار العالى .

اعتبار الحاصلين على قيمة الأرباعى الأدنى (المئينى ٢٥) فأقل هم ذوو الابتكار المنخفض .

اعتبار الحاصلين على درجات بين الأرباعين هم ذوو الابتكار المتوسط .

الأسلوب الثانى : اعتبار الحاصلين على ١٦ ٪ الأعلى من الدرجات للعينة هم ذوو الابتكار العالى .

اعتبار الحاصلين على ١٦ ٪ الأدنى من الدرجات للعينة هم ذوو الابتكار المنخفض .

اعتبار الحاصلين على درجات بين الفئتين السابقتين ونسبتهم ٦٨ ٪ هم ذوو الابتكار المتوسط .

وبالاعتماد على الأسلوب الأول فقد نصل إلى أن الذين حصلوا على الدرجة ٤٨ فأكثر هم أصحاب الابتكار العالى والذين حصلوا على الدرجة ٢٩ فأقل هم أصحاب

الابتكار المنخفض والأفراد أصحاب الدرجات بين ٤٨ ، ٢٩ هم أصحاب الابتكار المتوسط .

ويعتبر ذلك تعريفاً إجرائياً لكل فئة أو مستوى من مستويات الابتكار بخصوص العينة موضع البحث ، وذلك فى ضوء استخدم فكرة الأرباعيات أو المئينيات Percentiles للتقسيم .

وربما اعتمد الأمر على درجات معيارية أو درجات معيارية معدلة مثل التائيات، وبطبيعة الحال فالأمر مرهون بطريقة تقدير الدرجة على المقياس المستخدم لقياس الظاهرة ، وهى الابتكار فى بحثنا السابق .

والصور التى تظهر فيها التعريفات الإجرائية للمتغيرات متعددة ، فقد تعرف بدلالة الإجراءات التى تؤدى إلى ظهور سلوك معين ، كأن يعرف الباحث طريقة التدريس بالنشاطات أو الممارسات التى يقوم بها المعلم . وربما تظهر التعريفات الإجرائية للمتغيرات بدلالة الخصائص الكامنة للمتغير أو بدلالة السلوكيات البسيطة المتضمنة فى أدوات القياس ، كأن يعرف الباحث الذكاء بأنه الدرجة التى يحصل عليها المفحوص فى اختبار المتشابهات أو أنه خاصية يظهر الفرد فيها القدرة على الاستدلال والتذكر .

وربما يرى باحث أن أصحاب المستوى المرتفع من القدرة المكانية هم الأفراد الحاصلون على درجة أعلى من الوسيط ، وأصحاب المستوى المنخفض من تلك القدرة هم الأفراد الحاصلون على درجة أدنى من الوسيط أو درجة تساوى الوسيط فأقل .. وهو يتخذ ذلك تعريفاً إجرائيا لكل فئة من هاتين الفئتين فى دراسته .

رفع مستوى الدقة فى التجربة :

من الواضح أنه كلما قلت الأخطاء فى التجربة زادت الدقة فى النتائج ، ويتوقف كم الأخطاء الذى يمكن أن يقع فيه الباحث على عدد من النواحى يمكن تصنيفها إلى :

١ – خصائص المفحوصين :

يبدو أحياناً لبعض الباحثين أن المتغير المستقل بأنواعه فى ابحاثهم أو مستوياته أدى إلى أثر فى المتغير التابع ، بينما جاء ذلك فى حقيقته إلى صفة أو خاصية معينة لدى المفحوصين أو لدى مجموعة منهم .

فمن واجب الباحث مراعاة خصائص عينته التى يمكن أن تترك أثراً على المتغير التابع وفى مثال طرق التدريس السابق نجد أن الذكاء والعمر وجنس المفحوص والحالة الصحية والمستوى الثقافى والاجتماعى للأسرة والخبرات التربوية والأسرية السابقة . تعد أمثلة لمتغيرات جديرة بالضبط أو المكافأة فى المجموعات الثلاث موضع المقارنة .

٢ - إجراءات التجريب :

فى مثال طرق التدريس السابق ، إذا لم يأخذ الباحث فى اعتباره تساوى عدد الدروس المقدمة بكل الطرق ، تساوى التدريبات على حل المسائل فى كل مجموعة وفى كل درس ، أو لم يختر جزءاً من المقرر يتناسب والتدريس بالطرق الثلاث بدرجة متساوية ، أو لم يعط المجموعات أوقاتاً متساوية للتدريبات أو فى الاختبار النهائى ، أو استشف المدرسين القائمين على التدريس أو التلاميذ فرض الباحث ووجهته ، أو فقدت إحدى المجموعات حماسها للطريقة لأسباب معينة ، فإن هذه الفروق فى إجراءات التجريب تؤثر فى متوسط التحصيل المتوقع لكل مجموعة .

٣ - خصائص القائم على التجريب :

إذا كان الباحث هو الذى يقوم بالتجريب فلابد أن يتميز بالمحايدة، ولا يجب أن يبدو عليه الحماس لأحد أنواع أو تقسيمات المتغير المستقل أو أحد مراحله .

وإذا كان هناك أكثر من مطبق فلا يجب أن يكون أحدهم أكثر كفاءة أو لديه تحمس لطريقة على أخرى إذا كان الأمر بخصوص مثال طرق التدريس السابق .

٤ - خصائص فيزيائية :

من الهام جداً أن تتم التجارب فى العلوم الإنسانية قدر الإمكان فى الظروف الطبيعية .

ففى مثال طرق التدريس يكون من التحيز إذا جاء أحد فصول التجربة أكثر عرضة للضوضاء أو مقاعدها غير مريحة أو إضاءته غير كافية ..... وفى التجارب الزراعية ربما جاءت إحدى القطع للاراضى المستخدمة بجوار مجرى مائى .... أو فى أماكن أكثر عرضة للتيارات الهوائية وإن كانت هناك بعض الأحداث التى تؤثر على المتغير التابع تخرج عن نطاق إمكانات الباحث مثلما هو الحال فى معالجات الإنبات التى تقع تحت صدفة التغيرات المناخية والجوية ... وتأثير بعض البرامج التى تعالج قضايا اجتماعية حينما تترافق مع مشروعات قومية مثل تعداد السكان أو التجنيد الإجبارى .

والآن يبدو لنا من مثال طرق التدريس أن الباحث قد اهتم بطريقتين جديدتين لتدريس الرياضيات بالإضافة إلى الطريقة التقليدية ، وتسمى كل مجموعة طبق عليها طريقة جديدة مجموعة تجريبية Experimental Group أما المجموعة التى لم يطبق عليها الأسلوب الجديد وتشبه المجموعة التجريبية فى جميع خصائصها وتتماثل معها فى جميع الإجراءات عدا تطبيق إحدى الطرق الحديثة عليها تسمى مجموعة ضابطة Contorl Group والمتغيرات المضبوطة Variables هى المتغيرات التى لزم ضبطها لتكون بدرجة متساوية فى المجموعات الثلاث (الضابطة والتجريبيتان) ويمكن ضبطها بالفعل مثل جنس المفحوص والعمر والذكاء وحجم الأسرة والمتغيرات العارضة هى التى يصعب ضبطها مثل الراحة النفسية للمفحوص .... كما أن تفاعل المتغير المستقل فى إطار الظاهرة أمر هام لايمكن إغفاله فى ظهور النتائج ، والتصميمات المختلفة للبحوث التجريبية تواجه بصفة عامة هذه المشكلة ويحاول الباحثون التغلب على أثر هذا التفاعل والتغير المستمرين Transaction .

ضبط المتغيرات Variables Control

يقوم الباحث بحصر المتغيرات التى يتوقع تأثيرها على المتغير التابع وبعد هذا الحصر فإن عليه إما عزلها أو تثبيتها .

فإذا استبعد الباحث مثلاً التلاميذ أصحاب المستوى المرتفع من الذكاء ، فإننا نقول : إنه قام بعملية عزل ، وإذا قام باحث آخر بعصب عيون المفحوصين فى تجربة للتميز باللمس أو قام بوضع المفحوصين فى غرفة عازلة للصوت فى تجربة لتمييز الكلمات من حركة الشفاة نقول : إنه قد قام بعملية عزل المتغير الخاص بالنظر فى الحالة الأولى والمتغير الخاص بالسمع فى الحالة الثانية .

وهناك ما نطلق عليه الضبط الفيزيقى Physical Control حينما نكون بصدد الظروف المادية والمكانية التى يجرى فيها الباحث تجربته مثل استخدام الزجاج الذى يمكن من الرؤية فى اتجاه واحد أو الغرف عازلة الصوت ، وذلك بهدف عزل المتغيرات الخارجية غير المطلوب تأثيرها على المتغير المستقل .

إلا أنه من غير الممكن فى أحيان كثيرة إبعاد متغيرات خارجية مثل العمر أو حجم الأسرة أو الترتيب الميلادى للأطفال ، ومثل هذه المتغيرات على الباحث أن يتأكد من توافرها بالتساوى تقريباً لدى الأفراد أو لدى المجموعات موضع المقارنة وحينئذ نقول إنه قد قام بعملية تثبيت المتغير أو المتغيرات .

وهناك طريقة أخرى للضبط يطلق عليها الضبط الانتقائي Selective Control

ويلجأ إليه الباحث لتثبيت بعض المتغيرات ذات الأثر على المتغير التابع كأن يختار أطفالاً من أعمار محددة ولهم نسب ذكاء محدد .. شريطة توفرها فى المجموعات موضع المقارنة حتى يتأكد الباحث أنه لايوجد إلا القليل قدر الإمكان من الفروق بين المفحوصين فى المتغيرات المحيطة أو الدخيلة ، وفى هذا الصدد هناك ثلاثة أساليب:

وهناك ما يعرف بالتحكم فى مقدار المتغير التجريبى ، حيث يقوم الباحث بتقديم كمية أو مقدار معين من المتغير التجريبى ، ثم يزيد هذا المقدار (لمعرفة أثر الزيادة) أو يقلله (لمعرفة تأثير النقصان) على المتغير التابع . مثال ذلك رفع درجة حرارة غرفة الدراسة إلى ٣٠ درجة والكشف عن تأثير ذلك على تحصيل التلاميذ ، وخفض درجة حرارتها إلى ٢٠ والكشف عن تأثيرها على تحصيل التلاميذ . ان الباحث هنا يستطيع أن يكشف عن العلاقة بين درجة حرارة غرفة الدراسة وتحصيل التلاميذ ، والتعبير عن هذه العلاقة رقميا .

(أ) المزاوجة (المناظرة) Matching

وفيها يتم توزيع المفحوصين بحيث يوجد لكل مفحوص فى مجموعة معينة نظير فى كل مجموعة من المجموعات الأخرى من حيث الخصائص المحيطة أو الدخيلة مثل الذكاء وحجم الأسرة و.... التى يفترض أنها تؤثر على المتغير التابع ، ولتحقيق هذه المزاوجة تطبق أداءة قبلية على جميع المفحوصين ثم أخذ الذين يتساوون أو يتشابهون فى هذه الخصائص ويتم توزيعهم عشوائيا على المعالجات (مستويات أو فئات المتغير المستقل ...) .

وإحدى الصعوبات فى أسلوب المزاوجة عدم إمكانية تحقيق التكافؤ بين مفحوصى المعالجات (النظائر) فى جميع الخصائص ، فالطفل أحمد مثلا وضع فى المجموعة الأولى مثلا وهو من أسرة ذات حجم ٦ وترتيبه الميلادى الثانى ونسبة ذكائه ١٠٤ ومؤهلات ،والديه جامعية ، وعلينا أن نجد نظيراً للطفل أحمد وليكن هشام يجب أن نضعه فى المجموعات الثانية بحيث يكون له نفس الخصائص ، وإذا كان لدينا معالجة ثالثة فسوف يكون لدينا مجموعة ثالثة خاصة بها يجب أن نوفر لها أيضاً نظيراً للطفل أحمد وليكن عمرو له نفس الخصائص .... وهكذا . وللتغلب على هذه الصعوبة نلجأ إلى مساواة المجموعات Equating Group عوضًا عن تكافؤ المفحوصين كأفراد عن طريق الوصول بهذه المجموعات إلى متوسطات (للمتغيرات الكمية) أو تكرارات (للمتغيرات النوعية) تقترب من التساوى (ليس بينها فروق ذات دلالة إحصائية) .

(ب) العشوائية (التعشية) Randomization

وهو أسلوب شائع لاختيار مجموعات متكافئة من المفحوصين طبقًا لعدد المعالجات (ومستويات المتغير المستقل) ويرجع تطبيق هذا المبدأ إلى العالم **Fisher** والعشوائية فى الاختيار تعنى أن كل مفحوص له فرصة متساوية وغير متحيزة ومستقلة لأن يقع فى إحدى المجموعات ومن ثم تتوزع خصائص المفحوصين عشوائيا على المجموعات موضع المقارنة وإن كان ذلك مقبولا على المستوى النظرى ، ويمكن أن يحدث مع أخذ عينات ذات أحجام كبيرة ، إلا أنه لا يضمن عن طريقها (العشوائية) تساوى أو اقتراب التساوى بين المفحوصين فى جميع المتغيرات الخارجية (الدخيلة) التى يتوقع من خلال خلفية الباحث تأثيرها على المتغير التابع . وهذا ما يجعل أسلوب المزاوجة أنسب الأسلوبين .

(جـ) طريقة التوائم Co-twin Method

وفى هذا الأسلوب يتم توزيع كل توأم على مجموعتين أحدهما فى المجموعة التجريبية مثلا والاخر فى المجموعة الضابطة ، ونظراً لصعوبة الحصول على توائم وقلة إعدادهم عمومًا لا يمكن استخدام هذا الأسلوب إلا اضطراريا مع أنواع معينة من الدراسات .

لقد تحدثنا فيما سبق عن الضبط الفيزيقى وعن الضبط الانتقائى ، وتوجد طريقة أخرى لا تقل أهمية عنهما يطلق عليها طريقة الضبط الإحصائى Statistical Control وفيها يستفيد الباحث من بعض الأساليب الإحصائية لضبط المتغيرات ذات الأثر على المتغير التابع حينما يصبح الضبط الفيزيقى أو الضبط الانتقائى بمثابة طرق صعبة الاستخدام . ومن أمثلة الأساليب الإحصائية التى يمكن الاستفادة منها الارتباط الجزئى وتحليل التغاير ...

المعالجات والعوامل Treatments and Factors

وردت تلك المصطلحات ربما فى صفحات سابقة ولاحقة وجاء استخدامها أحياناً بالتبادل. ومن المفيد أن نوضح المقصود منها فى مجال تصميم وتحليل التجارب.

فالمعالجات هى مجموعة الظروف التى وضعت تحت سيطرة الباحث لتقدير تأثيرها على متغير تابع ، مثل أنواع الأسمدة وأنواع الأدوية وطرق التدريس .

أما العوامل فإنها ذات مفهوم أوسع من المعالجات وتتشابه معها وتعبر عن تصنيف أشمل وأوسع لمواد التجربة وتتضمن أحياناً إجراء تصنيف أو مستويات على المتغير المستقل . وهذا ما يجعلنا أمام نوعين من العوامل عامل كيفي Qualtitative Factor وعامل كمي Quantitative Factor .

فيمكن تصنيف المجموعات موضع المقارنة طبقا لعامل الجنسية (مصري – سوداني– عراقي..) وطبقاً لعامل الجنس (ذكور – إناث) وطبقًا للمستوى الحضاري (ريفي – بدوي – مدني) ويمكن تصنيف المجموعات موضع المقارنة طبقاً لعامل العمر أو مرحلة النمو (أطفال – مراهقون – شباب) وكلها عوامل كيفية وهنا في العامل الأخير على الرغم من أن العمر متغير كمي إلا أنه تم تحديد فئات عمرية أطلقت عليها هذه المسميات فتحول العامل من عامل كمي إلى عامل كيفي . أما العوامل الكمية فهي التي تتميز بوجود مستويات لها قيم عددية وليس مسميات تصنيفية لكل قيمة عددية أو لكل فئة مثلما يكون لدينا متغير مستقل كدرجة الحرارة أخذت مستوياته كما يلي :

٢٠ درجة فأقل ، ٢١ – أقل من ٣٠ درجة ، ٣٠ درجة فأكثر . أو متغير مستقل في صورة كمية معبر عنه بعدد الكيلوجرامات من الكيماويات التي تستخدم لتسميد الأرض ، فمع قطعة الأرض الأولى استخدم ٥ كيلوجرام ، ومع قطعة الأرض الثانية ٦ كيلوجرام ، ومع قطعة الأرض الثالثة ٧ كيلوجرام .

وعلى أية حال فسوف نستخدم المصطلحات التالية بالتبادل في مجال تصميم وتحليل التجارب :

المعالجات Treaments – العوامل Factors – مستويات Levels المتغير المستقل– تصنيفات Classifications المتغير المستقل – أبعاد Dimensions .

وحدات التجربة Experimental Units

وحدة التجربة هي أصغر وحدة (مفحوصة) أو قسم (مفحوص) لمواد أو عناصر التجربة بحيث يمكن كاحتمال أن نتعامل مع أي وحدتين بطريقتين أو معالجتين مختلفتين . ومثال ذلك إذا قدمنا درساً معيناً في الرياضيات لعشرة تلاميذ باستخدام طريقتين مختلفتين للتدريس بحيث تقدم طريقة واحدة عشوائيا لكل خمسة تلاميذ ، فإن كل تلميذ يمثل وحده تجربة . أما إذا كان العشرة تلاميذ يمثلون فصلين مختلفين يتكون كل فصل من خمسة تلاميذ وأعطى تلاميذ الفصل الأول إحدى

الطريقتين وأعطى تلاميذ الفصل الثانى الطريقة الثانية ، فإن كل فصل فى هذه الحالة يمثل وحده تجربة وليس كل تلميذ . ويطلق على التلاميذ فى مثالنا مفحوصين أو أعضاء المجموعات .

وإذا حدث أى نقص فى أعضاء المجموعات (وحدات التجربة) أو إحداها مثلا بعد الاختبار القبلى ، وقبل الاختبار البعدى مما يؤثر على المتغير التابع أطلقنا على ذلك مصطلح الفناء التجريبى Experimental Mortality .

الاختيار العشوائى والتعيين العشوائى

Random Selection and Random Assignment

إن الغرض من تطبيق مبدأ العشوائية هو التخلص من التحيز عند تخصيص المعالجات للوحدات التجريبية والتى من شأنها محاباة إحدى المعالجات بإظهار اثارها غير ما هى عليه على حساب الأخرى .

فإذا كانت الفرص متساوية ودرجات الاحتمال واحدة لأى وحدة أو فرد من أعضاء مجتمع البحث ليكون عضواً أو وحدة تجربة بين أفراد عينة البحث كنا أمام اختيار عشوائى .

ونكون أمام تعيين عشوائى حينما تكون الفرص متساوية ودرجات الاحتمال واحدة أمام كل وحدة تجربة (مفحوص) من وحدات عينة البحث لتكون من بين أعضاء أى المجموعات موضع المقارنة .

الخطأ التجريبى Experimental Error

إن من خصائص مفردات التجربة أو وحداتها أو المفحوصين الاختلاف Variation . ويعد الخطأ التجريبى مقياسًا للاختلاف بين ما نشاهده فى وحدات التجربة وما لا نشاهده حتى وإن عوملت هذه الوحدات بنفس المعالجات . والاختلافات فى التجربة ترجع إلى عدد من الأسباب التى يمكن التغلب على بعضها :

(أ) اختلافات متأصلة أو فطرية Inherent Variability

توجد بين وحدات التجربة فروق فى التركيبات الوراثية إذا كنا أمام أطفال مثلا أو نباتات أو حيوانات ، ومن ثم ينعكس ذلك فى مدى تفاعلها مع متغيرات البيئة .

(ب) اختلافات في خصائص القائمين على التجربة :

فهم أفراد يختلفون فى مستوى دقة الإدراك وقوة الإبصار وزمن الرجع فضلاً عن خصائص أخرى مثل سمات المثابرة والثقة بالنفس وفى مستوى دوافعهم مثل الدافع إلى الإنجاز ... مما يكون له بعض الأثر على مدى الكفاءة أثناء تطبيق المعالجات أو قياس المتغيرات التابعة .

(جـ) أخطاء القياس والتسجيل :

ومن مصادر الخطأ والاختلاف ما يرجع إلى تدوين النتائج وتقدير الدرجات أو الأخطاء الفنية .

الهدف من إجراء التجارب :

يقوم الباحث بدراسة متأنية لقضية بحثه وتحديد مشكلته مع الإلمام بالدراسات السابقة والأطر النظرية وأثناء ذلك لابد أن يحدد الغرض أو الأغراض التى من أجلها يريد إجراء تجربته ويمكن تلخيص الغرض من إجراء التجربة فى الآتى :

١ – اختبار مدى تأثير العوامل أو المعالجات أو المتغير المستقل .
٢ – تقدير متوسط المتغير التابع عن تأثير معالجة محددة أو أكثر .
٣ – الكشف عن الفروق بين تأثيرات المعالجات أو مستويات المتغير المستقل .
٤ – الكشف عن حدود الثقة فيما يتم تقديره من مستويات المتغير المستقل .
٥ – الكشف عن الكفاية النسبية للتصميم التجريبى المستخدم مقارنة بتصميمات أخرى .

وبطبيعة الحال فخلف الأمر كله فرض أو أكثر ، وربما تأتى النتائج ببيانات تفيد كأساس للتجارب المستقبلية .

مطالب التجربة الجيدة :

ذكرنا فيما سبق أن جودة التجربة تتحدد فى ضوء عدد الضوابط الصارمة التى تمكننا من ضبط جميع المتغيرات التى يمكن أن تترك اثارها على المتغير التابع عدا المتغير المستقل ، وهذا يتطلب أن تكون المقارنات بين المعالجات متوفراً عنها ما يلى :

١ – إبعاد الخطأ المنتظم Systematic Error

أثناء تخطيط إجراءات التجريب يجب أن نضع فى الاعتبار أن تكون وحدات التجربة (المفحوصين) المخصصة لواحدة من المعالجات لا تقع تحت تأثير منتظم

مختلف عن وحدات التجربة (المفحوصين) فى المعالجات الأخرى . مثلما يحدث عند تطبيق إحدى طرق التدريس على مجموعة من تلاميذ المدارس الصباحية وتطبيق الطريقة الأخرى على تلاميذ من المدارس المسائية . ومثلما نجد أن التلاميذ المخصص لهم طريقتى التدريس (A) ، (B) يتقابلان فى فترة الراحة نتيجة تجاور فصليهما ووجودهما فى نفس المبنى (تأثير- تدنيس- الاختلاط Contamination Effect) بينما تلاميذ طريقة التدريس (C) لهم فصل فى مبنى بعيد.

٢ - **الضبط والإحكام** Precision

إذا راعينا الخطأ المنتظم فى التجربة واستفدنا من مبدأ العشوائية ، فإن التقديرات التى نصل إليها نتيجة المقارنات بين اثار المعالجات سوف تختلف بخطأ عشوائى فقط نطلق عليه الخطأ المعيارى Standard Error

وتتوقف قيمة هذا الخطأ المعيارى على الاختلافات المتأصلة أو الفطرية بين وحدات المجموعات وعلى دقة الإجراءات المتبعة وعدد المفحوصين ونوع التصميم التجريبى المستخدم.

٣ - **الصدق** Validity

النتائج التى نصل إليها وتكشف عن تأثير المعالجات تنسب إلى الوحدات (المفحوصون) الذين تم الاعتماد عليهم فى التجربة . فإذا أردنا تطبيق ما أوصلتنا إليه التجربة على وحدات أخرى (مفحوصون اخرون) أو مع ظروف مختلفة نسبيا فإن نسبة أخطاء جديدة سوف تتضح فضلاً عن التى حسبت من قبل . ولذلك فيجب على من سوف يقوم بالتجربة اختيار وحدات (مفحوصون) بشروط مناسبة غير ضيقة منذ البداية وبما لا يؤثر على دقة التجربة ، فكلما اتسع مدى الظروف التى تبحث فى التجربة زاد مدى الثقة فى تطبيق ما نتوصل إليه من نتائج ونكون أمام اتساع لمدى الصدق Range of Validity .

ولكن إلى أى قدر نستطيع الجزم بأن تطبيق طريقة التدريس الحديثة وحدها هى التى أدت إلى رفع متوسط التحصيل لدى التلاميذ ؟ إن ذلك هو ما يطلق عليه الصدق الداخلى Internal Validity الذى يؤثر عليه واحد أو أكثر مما يأتى :

(أ) ما يحدث من متغيرات عارضة أثناء التجربة بعد الاختبار القبلي وقبل الاختبار البعدى مما يكون له تأثير على المتغير التابع [ونسمي ذلك عائق التاريخ History] وسبب وجود هذا العائق هو الفترة الزمنية التي تحدث خلالها المعاملة .

(ب) ما يحدث من تغيرات على المفحوصين بين مرتي تطبيق القياس [ونسمي ذلك عائق النضج Maturation] مثل التغيرات البيولوجية أو النفسية أو العقلية ومثل التعب والنمو .

(جـ) ما يحدثه تطبيق الاختبار القبلي من تعويد أو استفادة وحدات البحث (المفحوصين) أو الفتهم بتطبيق الاختبارات مما يؤثر على درجات التطبيق البعدى [عائق تطبيق الاختبار Testing] [عائق موقف الاختبار] .

(د) عدم تساوى معاملي صعوبة الاختبار القبلي والاختبار البعدي أو اختلاف أداة القياس القبلي عن أداة القياس البعدى عمومًا أو حتى في معاملات صدقهما أو ثباتهما [عيب أداة القياس Instrumentation] .

(هـ) انحدار الأداء نحو المتوسط لوحدات التجربة (المفحوصين) فهناك ظاهرة إحصائية شهيرة تشير إلى أن الأفراد أصحاب المستوى المرتفع في الاختبار القبلي يحصلون عموماً على درجات أقل تتجه نحو المتوسط [العيب الخاص بالانحدار الإحصائي Statistical Regression] .

(و) فقدان بعض أفراد المجموعات بعد الاختبار القبلي وقبل الاختبار البعدى ، وهذا ما أطلقنا عليه من قبل: الفناء التجريبي [عيب الفناء التجريبي أو الإهدار Mortality] .

(ز) عدم التكافؤ في توزيع الأفراد على المجموعتين الضابطة والتجريبية كأن يتم تقسيم المجموعات بطريقة متحيزة أو لم يكن في مقدور الباحث أن يعيد التقسيم لظروف تربوية مثلا [عائق الاختيار Selection] .

(ح) وقد يزيد عمر إحدى مجموعات الدراسة عن بقية المجموعات أو يكون مستوى النمو في مجموعة أعلى من مستواه في مجموعة أخرى ، ويسمى ذلك تفاعل النضج مع الاختيار وهو عائق من عوائق الصدق الداخلي (عائق تفاعل النضج مع الاختيار Selection-Muturation Interaction)

والباحث الحريص هو الذى يراعى العوامل السابقة التى يمكن أن تهدد الصدق الداخلى للبحث ، فعدم الوعى بهذه العوامل تجعل من الصعب عليه اختيار التصميم التجريبى المناسب . ويعتبر توفير الباحث للحد الأدنى من الضبط فى تجربته بمثابة توفير لدرجة من الثقة .

ويتحقق الصدق الخارجى External Validity فى التجربة إذا أمكن تعميم ما توصلنا إليه من نتائج على مفحوصين يشبهون وحدات التجربة الأساسية فى جميع المتغيرات التى تم ضبطها . وعلى الرغم من أنه يمكننا التوصية بتعميم نتائج ما توصلت إليه على مجموعات مشابهة لعينة التجربة إلا أن هناك صعوبات تحد من إمكانية التعميم ، وبالتالى الصدق الخارجى منها :

(أ) قد يؤدى الاختبار المطبق قبليا إلى رفع أو خفض حساسية المفحوصين الذين سوف يشاركون فى التجربة تجاه المتغير المستقل ، وربما نبههم إلى بعض الأمور التى تترك اثارها على النتائج [ونطلق على ذلك أثر الاختبار القبلى على الاستجابة للمتغير المستقل] وبما أن النتائج تعتمد على وجود أو غياب الاختبار القبلى ، فمن الصعب تعميم النتائج على مواقف ليست مشابهة .

(ب) العينة التى تختار عشوائيا للتجربة لا يمكن أن تحتل بأى حال كافة من هم فى نفس المستوى على نطاق محافظة أو دولة [ويسمى ذلك اثار تفاعل تحيزات الاختبار للعينة مع المتغير المستقل] فإذا لم تمثل العينة المجتمع ، فربما كانت أكثر أو أقل قدرة على التفاعل مع الموقف التجريبى ، وكذا عند تقسيم أفراد العينة إلى مجموعة ضابط ومجموعة تجريبية فإذا لم يتم التقسيم عشوائيا بالإضافة إلى الاختيار العشوائى فمن الصعب تعميم النتائج .

(جـ) شعور المفحوصين بأنهم تحت تجربة تنعكس اثاره على المتغير المستقل ولن يكون نفس الأثر على مفحوصين لا يشعرون بأنهم فى مواقف تجريبية ، فمجرد وجود المفحوص ضمن إجراء تجريبى يفقده جزءاً من

تلقائيته وطبيعته [ويسمى ذلك اثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على مشاعر المفحوصين أو أثر هوثورن Hawthorne Effect] .

وربما ترتب على الظروف التجريبية إحساس أفراد المجموعة الضابطة بأنهم موضع منافسة مع مجموعة أخرى ، ولتكن تجريبية ، فيؤدى ذلك إلى رفع مستوى أدائهم ويسمى ذلك بأثر جون هنرى John Henry Effect . كما يذكر ذلك Borg and Gall

وربما ترتب أيضا على الأمر اهتمام الأفراد واندفاعهم نحو الاشتراك فى موقف يشعرون أنه جديد بالنسبة لهم ، ومع تكرار الموقف قد يقل معدل أو درجة الاهتمام ، وبالتالى يؤثر ذلك على شكل النتائج مع مرور الزمن ويسمى الأثر الناتج عن موقف غير مألوف بأثر الجدة Novelty Effect .

(د) الأثر المحمول Carry - Over Effect من متغير مستقل على متغير مستقل لاحق فى بعض تصميمات التجارب للمجموعة الواحدة يجعل من الصعب تعميم النتائج إلا إذا تلاحقت المتغيرات المستقلة على نفس النحو فى الموقف غير التجريبى [ويسمى ذلك أيضًا تداخل أثر المتغيرات المستقلة] .

(هـ) البيئة التجريبية بيئة اصطناعية على نحو يختلف مع مواقف الحياة الواقعية وإن كانت هناك بعض البحوث التى تحاول الاستفادة من الأماكن المعتادة والمواقف المعتادة فى بناء تجاربهم لدرجة إمكانية الاستفادة من أولياء أمور الأطفال أو معلميهم فى التطبيق عوضًا عن المجربين الغرباء ، وذلك بعد تدريب هؤلاء الاباء والمعلمين ، وإن كان ذلك ربما يوقعنا فى مخاطر أخرى للتحيز أو التعاطف من جانب الوالدين مثلا .. أو محاولة إظهار تلاميذ المدرسة أفضل من جانب بعض المعلمين فيضاعفون الجهود أو يمارسون أفعالا تجعل النتائج متحيزة .

(و) على الرغم من أهمية مبدأالعشوائية ، إلا أنه ربما جعل بعض المفحوصين ينتمون إلى مجموعات لا يرغبون العمل معها مما يكون له دور على نتائج الدراسة وإمكانية تعميمها فيما بعد .

(ز) الأجهزة والأسئلة والمواد التى يتعامل معها المفحوص أثناء التجربة ربما جعلته يسلك على نحو يختلف عما يفعل فى حياته الواقعية اليومية .

(ح) أخطاء عند إعادة أو تكرار التجربة نتيجة اختلاف المطبقين أو نتيجة عدم توفر المناخ الاجتماعى الذى ساهم على تحقيق نجاح التجربة فى المرة الأولى .

٤ -عدم التسليم بصحة الفرض :

بعض الباحثين نراه يشعر بالحسرة عندما تأتى نتائج بحثه عكس ما كان يتوقع فى فروضه التى هى من المفروض أن تكون توقعات ذكية أو إجابات مؤقتة تقبل القبول أو الرفض .

وللاعتقاد الشديد من قبل الباحث فى فرضه يلجأ ولو عن غير قصد إلى ما يدعم فرضه أو فروضه مما يضفى على النتائج إطاراً غير واقعى .

التصميم التجريبي Experimental Design

إن البحث عن استراتيجيات للتحكم فى التباين Strategy to Control Variance وطرق معينة لتخصيص المعالجات أو توزيعها على وحدات التجربة أو المفحوصين ، بحيث نصل إلى أقل تقدير للخطأ وعلى تقدير غير متحيز لأثر العوامل موضع الدراسة نطلق عليه تصميم تجريبى . ويهدف التصميم التجريبى إلى توجيه بناء التجربة العلمية من خلال إعداد تخطيط عام لها يتضمن عدد المتغيرات المستقلة ومستوياتها ، وكيفية توزيع وحدات التجربة على كل معالجة أو عامل . وبالتالى فالتصميم التجريبى يعد إطارا تحدد فيه الشروط المضبوطة للحصول على البيانات التى يستخدمها الباحث فى اختبار فروضه .

وأول من أظهر مفهوم التصميم التجريبى كل من Fisher و Yates ونمت الطرق التى وضعوها نموا مضطردا حتى أصبحت تكون فرعا مستقلا من فروع علم الإحصاء وهناك حاليا تصميمات تجريبية كثيرة تعتمد فى تسميتها على عدد متغيراتها المستقلة وتسمى أبعاد التصميم كما تعتمد على طريقة توزيع وحدات التجربة على مستويات المتغيرات المستقلة .

ولبحث تأثير عامل أو أكثر فى ضوء توزيع وحدات التجربة على مستويات المتغير المستقل يمكن تصميم التجربة بعدة طرق يتوقف تزكية إحداها على مميزات كثيرة منها :

١ – بساطة التصميم وسهولة إجراءات التحليل .
٢ – مستوى دقة التصميم .
٣ – التكاليف المناسبة لتطبيق التصميم .
٤ – مناسبة التصميم مع أهمية التأثيرات التى يجب تخليصها من أثر الإدماج .
٥ – إمكانية تقدير الخطأ التجريبى .
٦ – إمكانية تحليل النتائج عند فقدان إحدى وحدات التجربة أو مجموعة من الوحدات.

ومن أبسط التصميمات التجريبية ، تصميم البعد الواحد ، ويكون أدنى عدد من المجموعات هو مجموعتان لمستويين أو معالجتين أو تصنيفين للمتغير المستقل ويطلق عليه تصميم المجموعات المستقلة أو غير المترابطة أو القياسات غير المتكررة ، ويستخدم لذلك اختبار «ت» وإن كان من الممكن الحصول على نفس النتائج باستخدام ما نطلق عليه تحليل التباين أحادى الاتجاه الذى يضطر إلى استخدامه إذا كان عدد المعالجات (لكل معالجة مجموعة) أكثر من اثنين ويتطور تحليل التباين إذا كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد ولكل منها مستويات ويتحول الأمر إلى ما نطلق عليه تصميم عاملى ومع زيادة عدد المتغيرات أو العوامل أو المعالجات وطرق تصنيف وحدات التجربة تتعقد التصميمات العاملية Factorial Designes لتحليل التباين لدرجة تجعل البعض يطلق على التصميمات التجريبية اسم تصميمات تحليل التباين .

أما عن تصنيف وحدات التجربة أو المفحوصين فإما أن يتم التوزيع على كل مستوى من مستويات أو شرط من شروط المتغير المستقل (المعالجات) ونكون أمام مجموعات مستقلة أو غير مترابطة Independent Groups أو عينات مستقلة Independent Samples وإما أن يتم توزيع جميع وحدات التجربة أو المفحوصين على جميع مستويات المتغير المستقل (المعالجات) ونكون أمام مجموعات مترابطة Dependent Groups أو عينات غير مستقلة Dependent Samples أو قياسات (تجارب) متكررة Replicated Experiments .

ومما هو جدير بالذكر أن البحث الواحد يمكن أن يتم من خلال أكثر من تصميم، وربما أدى ذلك إلى نتائج مختلفة . فهناك الكثير من المتغيرات ذات العلاقة بمشكلة بحثية معينة . فمنها متغيرات أساسية ومنها متغيرات ثانوية أو معدلة ومنها متغيرات عارضة تتطلب اللجوء إلى أسلوب إحصائي حسب طبيعة تلك المتغيرات وتوقعات الباحث من فعاليتها . ويحدد نوع التصميم أيضا طريقة اختيار العينة ، أو أسلوب جمع البيانات ، وهذا قد يؤدى إلى نتائج بينها بعض الاختلاف وبخاصة إذا كنا أمام ظواهر إنسانية أو سلوكية .

ولقد ظهرت بعض الاتجاهات السلبية نحو بعض البحوث فى المجالات الإنسانية بسبب تعاملها مع الأرقام والإجراءات الإحصائية التى قد لا تلائم واقع المشكلة موضع البحث من قبيل جدة أو تعقيد هذه الأساليب ، وهنا يجب أن نشير إلى أن الأساليب الإحصائية والتصميمات الإحصائية وسائل وليست غايات ، وأهمية البحث ونتائجه ليست بتعقيدات أساليبه الإحصائية بل بمناسبتها لموضوع البحث ومتغيراته .

وسيأتى فيما بعد العديد من التصميمات التجريبية وكيفية تصميمها وتحليلها وشروط كل منها . إلا أن التحليل الإحصائى لهذه التصميمات يستلزم الإلمام ببعض المبادىء الإحصائية ذات الأهمية كخلفية ، وهو ما سوف نتناوله فى جزء قادم .

تصميمات في المنهج التجريبي :

إذا صممنا تجربة للتعرف على ما يحدث فى متغير معين من متغيرات الظاهرة بدلالة متغير اخر ، ففى هذه الحالة نفترض ثبات سائر المتغيرات حتى تتيسر عملية الدراسة والمقارنة . مع عدم إغفال مواجهتنا لمشكلة تأثر كل من المتغيرين المستقل والتابع ببعضهما ، وتأثر كل منهما بالمتغيرات الأخرى ، وكذا تأثر هذه المتغيرات الأخرى بالمتغيرين المستقل والتابع ويؤدى بنا هذا إلى أننا لا نستطيع أن نتكلم عن متغير محدد كما لو كان معزولا عن بقية المتغيرات .

وقد حاول العلماء والباحثون التغلب على أثر هذا التفاعل والتغير المستمرين ، وذلك بتعديل تصميمات المنهج التجريبى بما يساعد على تعرف أثر المتغيرات التى يمكن أن تدخل فى الظاهرة موضع البحث . ومنها معرفة أثر ما يسمى بالعوامل العارضة (عوامل غير مقصودة تحدث أثناء التجربة ويسميها البعض التاريخ History) ومنها أيضا معرفة تأثير عملية القياس فقط على المتغير التابع ، كذلك معرفة أثر

التفاعل الذى يحدث بين متغير واخر على المتغير التابع .... كما سبقت الإشارة إلى ذلك .

وعموما إذا وافقنا على وصف ما يحدث للمتغير التابع بعد إدخال المتغير المستقل فلا نوافق على القول بأن هذا المتغير المستقل هو وحده السبب فى التغير الملاحظ على المتغير التابع . وكذلك لا نوافق على اعتبار تأثير المتغير المستقل هو ذاته على المتغير التابع حتى إذا ما تغيرت العوامل المستقلة أو العارضة الأخرى (المجال) .

وعلى أيه حال فهناك العديد من تصميمات المنهج التجريبى التى عرض لها كثرة من الباحثين أمثال :

Borg and Gall وكـــذلك Campbell; Stanley and Issac ; Michael.

ولسهولة عرض تصميمات المنهج التجريبى يكون من المفيد عرض بعض الرموز ومعانيها فيما يلى :

$\text{ج}_{\text{ت}}$: مجموعة تجريبية .

$\text{ج}_{\text{ض}}$: مجموعة ضابطة .

$\text{ج}_{\text{ت}_1}$: مجموعة تجريبية أولى ، $\text{ج}_{\text{ت}_2}$: مجموعة تجريبية ثانية ، ...

$\text{ج}_{\text{ض}_1}$: مجموعة ضابطة أولى ، $\text{ج}_{\text{ض}_2}$: مجموعة ضابطة ثانية ، ...

خ_1 : اختبار قبلى، وإذا طبق على مجموعات أخرى نرمز لذلك بـ $\text{خ}'_1$ ، $\text{خ}''_1$ ، $\text{خ}'''_1$ ، ...

خ_2 : اختبار بعدى، وإذا طبق على مجموعات أخرى نرمز لذلك بـ $\text{خ}'_2$ ، $\text{خ}''_2$ ، $\text{خ}'''_2$ ، ...

$\xleftarrow{\text{س}}$: دخول متغير مستقل .

$\longleftarrow$: عدم إدخال المتغير المستقل .

ع : عشوائية تعيين المجموعة .

والآن سوف نعرض لعدد من التصميمات ذات الأهمية في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

أولا : تصميمات ممهدة تجريبية بدائية : Pre - Experimental Designs

ولا يستحق هذا النوع من التصميمات إلا إطلاق مسمى تصميمات رديئة أو ركيكة عليه Poor-Designs لأنها عبارة عن أجزاء مبتورة من التصميمات التجريبية وبالرغم من ضعفها إلا أنها شائعة الاستخدام ، ومن أمثلته :

١ – التصميم ذو المجموعة الواحدة والاختبار البعدى One Shot Case Study

وفيه يتم إدخال المتغير المستقل على مجموعة واحدة هى المجموعة التجريبية ثم تطبيق اختبار بعدى عليها فقط .

المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى (نهائى)
$ج_ت$	–	$\xleftarrow{س}$	$خ_٢$

مثلما يحدث عند اختيار مجموعة من طلاب الصف الثالث الثانوى وتطبيق طريقة جديدة لتدريس الرياضيات عليهم ثم يطبق اختبار تحصيلى فى المنهج مع نهاية العام .

ومن عيوب هذا التصميم إمكانية حدوث بعض وقائع قبل الاختبار البعدى يكون لها أثر على المتغير التابع وهو ما أطلقنا عليه العامل التاريخى ، وكذا ما يحدثه عامل الزمن من نضج (جسمى – عقلى – اجتماعى ...) لأفراد عينه البحث قبل الاختبار البعدى وهو ما أطلقنا عليه عامل النضج . ومن عيوبه أيضا إمكانية غياب بعض أفراد المجموعة التجريبية قبل الاختبار النهائى مباشرة مما يؤثر على المتغير التابع ، وهذا ما سبق أن أطلقنا عليه الفناء التجريبى . كما أن من عيوبه أثار تفاعل (تحيزات الاختيار للعينة) مع المتغير المستقل مثل مستوى العينة الاقتصادى ، ومستوى ذكاء العينة الذى قد يجعل المتغير المستقل أكثر فعالية فيهم من عينات فى مستويات اقتصادية أو عقلية أخرى .

٢ – التصميم ذو مجموعة ضابطة للمقارنة (تصميم المقارنة المثبت أو الاستاتيكى)

Static Group Comparison Design.

وفيه يتم تحديد مجموعتين بعيدا عن العشوائية (غير متكافئين إطلاقا) ويتم إدخال المتغير المستقل على أحدهما (مجموعة تجريبية) وعدم إدخاله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق إختبار بعدى (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين .

واعتبار الفرق بين نتيجتى القياس البعدى دليلا على أثر المتغير المستقل .

المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى (نهائى)
$ج_{ت}$	–	$\xleftarrow{س}$	$خ_{٢}$
$ج_{ض}$	–	$\longleftarrow$	$\bar{خ}_{٢}$
		إذاً أثر المتغير المستقل $خ_{٢} - \bar{خ}_{٢}$	

ومن عيوب هذا التصميم اختلاف معايير اختيار أفراد مجموعة عن معايير اختيار مجموعة أخرى Differential Selection ونقص أعضاء من المجموعتين أو أحدهما قبل الإختبار النهائى أى ما أسميناه الفناء التجريبى والتفاعل بين الاختيار والنضج Selection Maturation Interaction كما أن من عيوبه وجود أثار لتفاعل (تحيزات الاختيار للعينة) مع المتغير المستقل .

ومن مميزات هذا التصميم أن فيه عوائق أربع مضبوطة هى التاريخ والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائى . ويحتمل أن يؤثر عامل النضج على هذا التصميم .

٣ – تصميم ذو مجموعة واحدة واختبار قبلى واختبار بعدى .

One Group Pre - Test, Post - Test Design.

وفى هذا التصميم أيضا تستخدم مجموعة واحدة من الأفراد ، بحيث يجرى تطبيق اختبار قبلى عليها ثم يتم إدخال المتغير المستقل أو يتعرضون للمعالجة المطلوبة ، ثم بعد انتهاء فترة المعالجة يتم تطبيق اختبار بعدى .

المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى
جـ ت	خ ١	$\xleftarrow{\text{س}}$	خ ٢

ويتم عادة الحكم على فعالية المتغير المستقل فى إحداث أثر من خلال مقارنة الدرجات القبلية للأفراد بالدرجات البعدية لهم . ومن المفترض أن أثر المتغير المستقل خ٢ – خ١ .

ومع أن هذا التصميم يعمل على ضبط بعض مصادر عدم الصدق التى لا تضبطها التصميمات السابقة ، إلا أن هناك عددا من العوامل الأخرى لا يستطيع ضبطها.

فإذا أظهرت المجموعة تحسنا واضحا فإنه لا يمكن القول بأن ذلك التحسن يعود فى جملته للمتغير المستقل ، فربما كان بسبب تغير قد طرأ على أفراد الدراسة نتيجة عوامل عارضة (التاريخ) أو نتيجة نموهم (النضج) وكلما زاد زمن الدراسة أصبح هذا الأمر ممكنا . كما أن تأثير العملية الاختبارية وأدوات القياس تزيد احتمالية إحراز الأفراد تحسنا على الاختبار البعدى نتيجة تعرضهم للاختبار القبلى أو نتيجة عدم ثبات أداة القياس المستخدمة .

وحتى لو أن اختيار الأفراد لم يكن على أساس الدرجات المتطرفة (العالية أو المنخفضة) فإنه يظل من المحتمل أن يكون أداؤهم على الاختبار القبلى ضعيفا من قبيل الصدفة . فأفراد المجموعة قد يلجأون إلى الحدس غير الموفق فى استجاباتهم فى اختبار قبلى من نوع الاختيار من متعدد ، ويظهرون تحسنا على الاختبار البعدى لكون درجاتهم التى حصلوا عليها عن طريق الحدس هى ببساطة أكثر تمشيا مع الدرجات المتوقعة لهم . بالإضافة إلى ظهور بعض مؤشرات عدم الصدق الخارجى مثل تفاعل المتغير المستقل مع الاختبار القبلى وهذا التفاعل يعنى أن أفراد المجموعة يمكنهم أن يستجيبوا للمتغير المستقل (المعالجة) بطريقة مغايرة لو لم يتم اختبارهم قبليا ، وإن كانت هناك بعض البحوث تجذبها بعض الظروف إلى هذا النوع من التصميمات مثلما نجد فى عدم موافقة الجهات المعنية باستخدام أكثر من مجموعة للدراسة لما فيه من تعطيل أو إهدار مصلحة أفراد العينة ، وربما عدم ضمان توحيد المتغيرات أو العوامل

العارضة على المجموعة الضابطة نتيجة انخراطهم فى برنامج معمول به داخل المؤسسة وهذا البرنامج فضلا عن أنه لا يمكن توقيفه يتطلب بعض الممارسات التى يمكن أن تؤثر على متغير مستقل يتعمده الباحث فى دراسته ، مثلما نجد عند الكشف عن فعالية برنامج جديد لتنمية دافع الاستطلاع لدى أطفال الروضة ، وتكون المثيرات التى تقدم بأنشطة البرنامج التقليدى المعمول به داخل الروضة يمكنها أن تسهم إلى حد ما فى تنمية هذا الدافع مما يجعل المجموعة الضابطة غير منعزلة عن تأثير المتغير المستقل موضع اهتمام الباحث . ومن ثم يصبح على الفرق بين درجات المجموعة التجريبية ودرجات المجموعة الضابطة الكثير من التحفظات .

وعلى أيه حال يمكننا تقييم التصميمات التمهيدية أو ما قبل التجريبية فى الجدول التالى :

تقييم التصميمات البدائية (ما قبل التجريبية)

الصدق	عوامل عدم الصـــدق	مجموعة واختبار بعدى	مجموعتان واختبار بعدى	مجموعة واختبار قبلى وآخر بعدى
الداخلى	الأحداث العارضة (التاريخ)	−	+	−
	النضـــج	−	؟	−
	العملية الاختبارية (الاختبار) (التعود على طريقة الاختبار) (موقف الاختبار)		+	−
	أدوات القياس (سـهولة أو صـعوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد) (نوعية الأداة)		+	−
	الانحدار الإحصائى		؟	؟
	العملية الاختـيـارية للأفراد (الاختـيـار المختلف)		−	+
	الفناء التجريبى (فناء الحالات) (الإهدار)	−	−	+
	التـفـاعل بين اختـيـار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	؟	−	−
الخارجى	أثر الاختبار القبلى على المعالجة (المتغير المستقل)			−
	آثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل	−	−	−
	آثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين	؟		؟
	تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تأت على نفس النحو)			

مع مراعاة : + تعنى أن العامل يتم ضبطه فى التصميم ولا يؤثر على صدقه .

– تعنى أن العامل لم يتم ضبطه وأنه من العوامل التى تؤثر على صدق التصميم

؟ تعنى أن العامل ليس أساسيا فى التصميم ومحتمل تأثيره .

وإذا لم توجد علامة من العلامات السابقة وترك المكان خالياً ، فهذا يعنى أن العامل مضبوط لأنه غير موجود أو أنه ليس له صلة بالتصميم .

ملاحظة هامة : عند اختيار تصميم أو قبوله أو رفضه لا يجب أن يتم ذلك فى ضوء إشارات زائد أو ناقص أو علامة استفهام أو وجود مكان خالٍ ... فحسب وإنما على درجة ملاءمة التصميم لمشكلة البحث بالدرجة الأولى .

ثانيا : تصميمات تجريبية حقيقية Truc - Experimental Designs

وتنطوى هذه التصميمات على ضبط للمتغيرات العارضة أو الدخيلة التى تؤثر على النتائج بالإضافة إلى الاختيار والتعيين العشوائى للأفراد ، ومن أمثلتها :

١ – التصميم بقياس قبلى وبعدى لمجموعتين أحدهما ضابطة .

Pre - Test, post - Test With Control Group Design

وفيه تنتقى أفراد مجموعتين على أساس عشوائى (تعيين عشوائى) ثم نختبر كل من المجموعتين اختبارا قبليا ثم ندخل المتغير المستقل على إحدى المجموعتين (مجموعة تجريبية) ولا ندخله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق اختبار بعدى (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين .

ويحسب الفرق بين القياس البعدى والقبلى فى المجموعة التجريبية ويمكن أن نرمز للناتج بالرمز أ ونحسب أيضًا الفرق بين القياس البعدى والقبلى فى المجموعة الضابطة ونرمز للناتج بالرمز ب .

واعتبار الفرق بين أ ، ب دليلاً على أثر المتغير المستقل :

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى	الفرق
ع	ج ت	–	← س	خ٢	خ٢ – خ١ = أ
ع	ج ض	–	←	خَ٢	خَ٢ – خَ١ = ب

إذاً أثر المتغير المستقل أ – ب

ومما يجدر الإشارة إليه أن كلاً من المجموعتين التجريبية والضابطة قد تعرضت إلى عوامل عارضة بالإضافة للمتغير المستقل ، وعادة يُفترض أن هذه العوامل واحدة فى المجموعتين مما يجعلنا نرجع الفرق بين أ ، ب إلى أثر المتغير المستقل .

ومن عيوب هذا التصميم أثر الاختبار القبلى على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل أى زيادة أو نقص حساسية الأفراد المشتركين فى التجربة نحو المتغير المستقل .

ومن مميزات هذا التصميم أن هناك عوائق ثمانية مضبوطة هى التاريخ والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائى والاختيار والفناء التجريبى (يعمل الاختبار القبلى على ضبطه) والتفاعل بين الاختبار وأى من العوائق السابقة . وكلها دلائل على الصدق الداخلى .

٢ – التصميم بقياس بعدى فقط لمجموعتين إحداهما ضابطة

Post - Test Only With Control Group Design

وفيه ينتقى أفراد مجموعتين على أساس عشوائى (تعيين عشوائى) ، ولا نختبر كلا من المجموعتين اختباراً قبليا ، ثم ندخل المتغير المستقل على أحدهما (مجموعة تجريبية) ولا ندخله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق اختبار بعدى (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين . وبهذا يفترض أن المجموعتين لا تختلفان قبليا اختلافاً له دلالة إحصائية .

ويتم حساب الفرق بين القياس البعدى للمجموعتين ، ويعتبر هذا الفرق دليلاً على أثر المتغير المستقل .

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدي
ع	ج ت	–	س ←	خ ٢
ع	ج ض	–	←	خَ ٢

إذاً أثر المتغير المستقل خ ٢ – خَ ٢

ومما يجدر الإشارة إليه أن كلاً من المجموعتين التجريبية والضابطة قد تعرض إلى عوامل غير مقصودة (عوامل عارضة) ، وعلى افتراض أن هذه العوامل واحدة على المجموعتين ، لذلك يمكننا أن ننسب الفرق بين خ٢ ، خَ٢ إلى تأثير العامل المستقل .

ولا توجد عيوب لهذا التصميم ، وإن كانت هناك احتمالية لتأثير :

- فناء بعض الحالات .
- عائق اثار تفاعل (تحيزات الاختيار للعينة) مع المتغير المستقل .
- آثار ردود الفعل للإجراءات التجريبية .

ومن مميزات هذا التصميم أنه يتلافى عوائق سبعة للصدق الداخلي هي : التاريخ والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائي والاختيار والتفاعل بين الاختبار وأحد العوائق السابقة .

٣ – التصميم بقياس قبلي للمجموعة الضابطة وقياس بعدي للمجموعة التجريبية

Post - Test for Control Group and Pre - Test for Experimental Group.

وفي هذا النوع تتعين مجموعتان تعيينا عشوائيا ، وتقاس إحدى المجموعتين بالنسبة للمتغير التابع قبل التجربة (اختبار قبلي) وتسمى مجموعة ضابطة ولا تقاس المجموعة الأخرى (مجموعة تجريبية) ويتم إدخال المتغير المستقل على المجموعة التجريبية فقط ويتم تطبيق اختبار بعدي فور انتهاء المتغير المستقل أو إيقافه .

ويفترض هنا تكافؤ المجموعتين وعدم اختلافهما اختلافاً له دلالة إحصائية مما يجعل هناك تقبلاً لفكرة أن المجموعة التجريبية سوف تحصل على نفس درجة الاختبار القبلي تقريباً التي حصلت عليها المجموعة الضابطة .

ويتم حساب الفرق بين القياس البعدى للمجموعة التجريبية والقياس القبلى للمجموعة الضابطة ، ويعتبر هذا الفرق دليلاً على أثر المتغير المستقل .

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى
ع	$ج_{ت}$	-	$\xleftarrow{س}$	$خ_{2}$
ع	$ج_{ض}$	$خ_{1}$	$\longleftarrow$	

إذاً أثر المتغير المستقل $خ_{2} - خ_{1}$

وكلا المجموعتين ربما تعرض لعوامل عارضة من المفترض أنها واحدة ، ومن عيوب هذا التصميم أنه لانستطيع أن نتأكد من أن التغير الحادث جاء نتيجة للعامل التجريبى فقط ، فلا بد من أن يكون للعوامل العارضة تأثير انعكس على $خ_{1}$ وليس لهذه العوامل العارضة أثر على $خَ_{1}$ ى على المجموعة الضابطة ؛ لأن هذه العوامل العارضة ربما حدثت بين فترتين تطبيق $خً_{1}$ ، $خ_{2}$ ، ويعجز هذا التصميم عن تبين درجة تغير سلوك شخصى محدد بالنسبة لما كان عليه وذلك لعدم قياسنا نفس الفرد فى الظاهرة مرتين متتاليتين ، ويؤثر ذلك بالتالى على مستوى حساسية التصميم .

ولذلك فمن عيوب هذا التصميم وقوعه فى عوائق التاريخ وأداة القياس والاختيار والفناء التجريبى والتفاعل بين الاختيار وأى عائق مما سبق وأثر تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل .

ومن مميزات هذا التصميم تلافيه لعوائق النضج والاختبار وأثر الاختبار القبلى على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل ، كذلك تلافيه لاثار ردود الفعل للإجراءات التجريبية إلى حد ما .

٤ – التصميم بثلاث مجموعات إحداها تجريبية (بقياس قبلي لمجموعة ضابطة أولي ومجموعة تجريبية وبعدي للمجموعات الضابطة الأولي والضابطة ثانية والتجريبية).

فى هذه الحالة يتم تعييننا لأفراد ثلاث مجموعات تعييناً عشوائيا ، وتعتبر إحداها مجموعة تجريبية والأخريتان مجموعتين ضابطتين . نسمى إحداهما مجموعة ضابطة أولى والأخرى مجموعة ضابطة ثانية .

ويتم القياس قبليا للمجموعة الضابطة الأولى والمجموعة التجريبية ، ولا يتم تطبيق اختبار قبلى على أفراد المجموعة الضابطة الثانية .

ويتم القياس بعديا (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) للمجموعات الثلاث .

ومع أننا لم نقس أفراد المجموعة الضابطة الثانية أول الأمر إلا أننا نقدر لها درجة قياس قبلى عبارة عن متوسط درجتى القياس القبلى للمجموعتين الضابطة الأولى والتجريبية أى أن :

درجة الاختبار القبلى للمجموعة الضابطة الثانية

$$= \frac{\text{الدرجة القبلية للضابطة الأولى + الدرجة القبلية للتجريبية}}{٢}$$

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى	الفرق
ع	$\text{ج}_{\text{ت}}$	$\text{خ}_{١}$	$\xleftarrow{\text{س}}$	$\text{خ}_{٢}$	$\text{خ}_{٢} - \text{خ}_{١} = \text{أ}$
ع	$\text{ج}_{\text{ض}١}$	$\text{خ}_{١}$	$\longleftarrow$	$\text{خ}_{٢}$	$\text{خ}_{٢} - \text{خ}_{١} = \text{ب}$
ع	$\text{ج}_{\text{ض}٢}$	-	$\longleftarrow$	$\acute{\text{خ}}_{٢}$	$\acute{\text{خ}}_{٢} - \frac{\text{خ}_{١} + \acute{\text{خ}}_{١}}{٢} = \text{جـ}$

وبطبيعة الحال علينا أن نحسب الفرق بين القياس القبلى والبعدى فى كل مجموعة ونرمز للفروق الناتجة بالرموز أ ، ب ، جـ على الترتيب .

ومما يجدر الإشارة إليه أن جميع المجموعات تعرضت لعوامل عارضة متشابهة أو واحدة .

ويلاحـظ أن :

أ سوف يعبر عن قيمة تأثير القياس القبلى والمتغير المستقل والعوامل العارضة و .... والتفاعل بينها .

أما ب فسوف يعبر عن قيمة تأثير القياس القبلى والعوامل العارضة و...... والتفاعل بينهما .

أما جـ تأثير العوامل العارضة و ....

ولذلك فإن :

ب – جـ سوف يأتى بتأثير القياس القبلى والتفاعل .

كذلك أ – [ب – جـ] سوف يأتى بتأثير المتغير المستقل والعوامل العارضة .

ويكون ﴿ أ – [ب – جـ] –جـ ﴾ سوف يأتى بتأثير المتغير المستقل .

ويفترض فى هذا التصميم أنه على أساس التعيين العشوائى للمجموعات نضمن التكافؤ بينهـا ، وتكون مميزات هـذا التصميم أن فيه عوائق تصبح مضبوطة مثل التاريخ (العوامل العارضة) والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائى والاختيار ومضبوطة إلى حد ما بخصوص التفاعل بين الاختيار وأى من العوائق السابقة وأثر الاختبار القبلى على المتغير المستقل ، ومن عيوبه فناء الحالات أو الفناء التجريبى واثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل واثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

٥ – تصميم سولمون ذو المجموعات الأربع Solomon Four - Group Design

يشتمل هذا التصميم على أربع مجموعات ، يتم تعيين أفرادها عشوائيا على المجموعات . ويتم اعتبار مجموعتين منها تجريبيتين واعتبار المجموعتين الأخريين ضابطتين . ثم نعطى لمجموعتين (إحداهما تجريبية والأخرى ضابطة) منها اختباراً قبليا ولا يعطى هذا الاختبار للمجموعتين الباقيتين بل يعرضان للمتغير المستقل . وفى النهاية يتم إعطاء المجموعات الأربع اختباراً بعدياً .

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلى	متغير مستقل	اختبار بعدى	الفرق
ع	$ج_{ت١}$	$خِ_١$	$\xleftarrow{س}$	$خِ_٢$	$خِ_٢ - خِ_١ = أ$
ع	$ج_{ض١}$	$خَ_١$	$\longleftarrow$	$خَ_٢$	$خَ_٢ - خَ_١ = ب$
ع	$ج_{ت٢}$	–	$\xleftarrow{س}$	$خً_٢$	
ع	$ج_{ض٢}$	–	$\longleftarrow$	$خٌ_٢$	

ويلاحظ أن: $خِ_٢ - خَ_٢$ تعطى أثر المتغير المستقل فى حالة وجود الاختبار القبلى

أما: $خً_٢ - خٌ_٢$ تعطى أثر المتغير المستقل فى حالة عدم وجود الاختبار القبلى

ويمكننا التوصل إلى ملاحظات أخرى من تصميم سولمون عند تقدير درجة قياس قبلي

لكل من المجموعتين التجريبية الثانية والضابطة الثانية مقداره = $\frac{خ_1 + \bar{خ}_1}{٢}$

وبذلك نصل إلى أنه بخصوص المجموعة التجريبية الثانية جـ = $\frac{خ_1 + \bar{خ}_2}{٢} - \bar{خ}_2$

وبخصوص المجموعة الضابطة الثانية د = $\frac{خ_1 + \bar{خ}_2}{٢} - \bar{خ}_2$

وعلى هذا :

أ : سوف يعبر عن تأثير القياس القبلي والمتغير المستقل والعوامل العارضة و... والتفاعل بينها .

ب : سوف يعبر عن تأثير القياس القبلي والعوامل العارضة و ... والتفاعل بينها.

جـ : سوف يعبر عن تأثير المتغير المستقل والعوامل العارضة و ... والتفاعل بينها .

د : سوف يعبر عن تأثير العوامل العارضة .

وبالتالي :

فإن أ – ب سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل .

كذلك جـ – د سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل والتفاعل .

ويفترض في هذا التصميم أنه على أساس التعيين العشوائي لعيناته الأربع نضمن التكافؤ بينها . وتكون مميزات هذا التصميم تلافيه لجميع عوائق الصدق الداخلي وأيضا يضبط أثر الاختبار القبلي على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل .

وإن كان هناك احتمالية لتأثير تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل واحتمالية اثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

ملاحظة : من غير الصحيح اعتبار تصميم سولمون ذى المجموعات الأربع التصميم الأفضل دائما ، فهذا التصميم يحتاج إلى ضعف العدد من المفحوصين الذين

يحتاج إليهم التصميمان اللذان قبل السابق ، ومن الصعب أحيانا توفير هذا العدد من الحالات .

وإذا اعتبرنا عامل الفناء التجريبي ليس بمشكلة ، وإذا كانت البيانات القبلية لا ضرورة لها ، فقد يكون التصميم الذى يقتصر على الاختبار البعدى هو المفضل ،وإذا كان التفاعل بين المتغير المستقل والاختبار القبلي غير محتمل ، وأن العملية الاختبارية (التعود على طريقة الاختبار) هى جزء معتاد من بيئة المفحوصين مثلما نعتمد على تلاميذ ، عندها يكون التصميم الذى يستخدم العينة الضابطة والاختبارين القبلى والبعدى هو الأنسب .

إن مسألة تحديد التصميم التجريبى المناسب يعتمد بالدرجة الأولى على نوعية الدراسة وطبيعة المتغيرات وظروف إجراء البحث ، فلا يجب أن ينصب اختيار التصميم في ضوء إشارات (+) أو إشارات (-) أو (؟) أو ..... التى سبق الإشارة إليها عند تقييم التصميمات فحسب ، وإنما الأمر ينصب أيضاً على درجة ملاءمة التصميم لمشكلة البحث .

تقييم التصميمات التجريبية الحقيقية

الصدق	عوامل عدم الصدق	قبلى وبعدى لمجموعتين	بعدى لمجموعتين	قبلى ضابطة بعدى تجريبية	ثلاث مجموعات	سولمون
الداخلى	الأحداث العارضة (التاريخ)	+	+	−	+	+
	النضـج	+	+	+	+	+
	العملية الاختبارية (الاختبار) (التعود على طريقة الاختبار)	+	+	+	+	+
	أدوات القـيـاس (سـهـولة أو صـعـوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد)	+	+	−	+	+
	الانحدار الإحصائى	+	+	+	+	+
	العمليـة الاخـتـيـارية للأفـراد (الاخـتـيـار المختلف)	+	+	−	+	+
	الفناء التجريبى (فناء الحالات)	+	−	−	−	+
	التفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	+	+	−	؟	+
الخارجي	أثر الاختـبـار القبلى على المعالجة (المتـغير المستقل)	−	+	+	+	+
	آثار تفـاعل تحـيـزات الاخـتـيـار للعينة على المتغير المستقل	؟	؟		−	؟
	آثار ردود أفـعـال المتغيرات التـجريبـيـة على المفحوصين	؟	؟	؟	−	؟
	تداخل أثر المتـغيرات المسـتقلة (إذا لم تأت على نفس النحو)					

ثالثا : تصميمات شبه تجريبية Quazi-Expcrimental

وفى هذا النوع من التصميمات لايتم الاختيار والتعيين عشوائيا ، ولا يتم ضبط المتغيرات الخارجية بمستوى ضبطها فى التصميمات التجريبية الحقيقية وبحيث لاتصل إلى مستوى الضبط فى التصميمات البدائية أو التى أطلقنا عليها التصميمات ماقبل التجريبية . ويتم الضبط فى التصميمات شبه التجريبية بما لا يوقعنا فى عوامل عدم الصدق الداخلى أو الخارجي . ويمكن اعتبار التصميمات شبه التجريبيةبمثابة مرحلة وسطى بين التصميمات ما قبل التجريبية والتصميمات التجريبية الحقيقية. وهذا ما يجعل الإقبال عليها ممكنا حينما يكون من الصعب اللجوء إلى التصميمات التجريبية.

فحينما يستعصى على الباحث تطبيق المنهج التجريبي بمعناه الكامل السابق توضيحه ، نجده يحاول فرض قدر من التحكم على الدخيلة التى لها بعض الاثار المحتملة فى الظاهرة أو السلوك أو الخاصية موضع الاهتمام . وعلى سبيل المثال حينما يريد الباحث دراسة أثر الحرمان من الأسرة على النمو الاجتماعى ، فتطبيق المنهج التجريبى الكامل يتطلب تقسيم أفراد العينة عشوائيا إلى نصفين ، إحدهما سوف يظل يعيش مع أسرته بينما نضع النصف الثانى فى إحدى دور الرعاية طوال فترة البحث أو التجربة . وبالطبع فمعظم الأسر ترفض ذلك للأبناء إلا فى حالات خاصة سمعنا عنها مثل أطفال الكيبوتز فى اسرائيل ومعسكرات اسبرطه . ولذلك فالباحث يلجأ إلى تصميم شبه تجريبى ، فيأخذ مجموعتين من الأطفال احداهما تعيش مع اسرها الطبيعة والأخرى تعيش فى إحدى دور الرعاية الاجتماعية .

وبالتالى فإن التعامل باسلوب شبه تجريبى هو دراسة يلاحظ فيها الباحث نتائج حدث طبيعى أو قرار متصل بالظروف الاجتماعية للمفحوصين أو أفراد سوف يؤخذون للبحث ، يفترض فيه أن له أثر على حياتهم ، مثل الالتحاق بدور للرعاية الاجتماعية كما سبق قوله أو برامج لدور الحضانة أو رياض الأطفال أو المدارس الخاصة أو المرضى ... الخ ... ونعتبر المتغير المستقل فى مثل هذه الحالات هو الحدث به أو الظروف الذى يفترض فيها انها تؤثر نواتجها على الذين تعرضوا أو يتعرضون لها . وبالطبع فالباحث هنا لا يستطيع أن يتحكم فى المتغير المستقل ، كما يفعل هو نفسه باسلوب تجريبى بمعناه الكامل . ان الباحث فى التعامل باسلوب شبه تجريبى لايستطيع أن يوزع المفحوصين على مختلف المعالجات ، لأن التوزيع احدثته بالفعل ظروف المفحوصين أو ظروف أفراد العينة . وعلى الباحث أن يدرس آثار ذلك الظرف أو تلك الظروف حينما وإينما وكيفما يحدث بالفعل.

وهناك تفاوت فى الكيف عند اتخاذ أسلوب شبه تجريبى ، فعلى سبيل المثال نجد

أن أفضل التصميمات لهذا النوع من البحوث يأتي فيه اختيار أفراد المجموعة الضابطة من المقيدين مثلا فى قوائم الانتظار للإلتحاق بمؤسسة الرعاية أو الروضة أو ... الخ . ولعل ذلك يوفر قدراً من القابلية للمقارنة بين المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية فى متغيرات مثل مستوى الرغبة فى دخول هذه المؤسسة أو المشاركة فى البرنامج وبالطبع فإن هذا أفضل من اختيار مجموعة ضابطة من غير الملتحقين أو غير المنتظرين للإلتحاق . وبالطبع يحاول الباحث ضبط متغيرات أخرى فى الأسلوب شبه التجريبى بين المجموعتين التجريبية والضابطة مثل حجم الأسرة والمستوى الاجتماعى أو الاقتصادى أو التعليمى للأسرة ... وغيرها ، وإن كان ذلك لا يؤدى إلى التقليل من التفسيرات المتعددة لنتائج التصميم شبه التجريبى ، ولايؤدى بدقة إلى تحديد قوى لعلاقة السبب والأثر كما هو الحال فى المنهج التجريبى الكامل .

ويشير Campbell and Stanley إلى العديد من التصميمات شبه التجريبية نعرض بعضها فيما يلى ، وتضبط هذه التصميمات مصادر عدم الصدق إلى حد مقبول.

١ – التصميم المتسلسل زمنيا Time Series Design

ويعتمد هذا التصميم على تطوير فكرة تصميم المجموعة الواحدة مع اختبار قبلى وبعدى الذى سبق عرضه فى التصميمات ما قبل التجريبية .

إن هذا التصميم يحتوى على مجموعة واحدة فقط يتم اختبارها قبليا أكثر من مرة يفصل هذه الاختبارات فترات زمنية محددة ، ثم يتم إدخال المتغير المستقل (المعالجة) وبعد انتهاء المدة المحددة للمتغير المستقل يتم اختبار المجموعة بعديا أكثر من مرة بفاصل زمنى محدد بين كل اختبار واخر أيضا .

المجموعة	اختبارات قبلية	متغير مستقل	اختبارات بعدية
ج ت	خ١ ، خَ١ ، خً١ ، خًّ١	س ←	خ٢ خَ٢ خً٢ خًّ٢

فإذا حصلت المجموعة على نفس مستوى الدرجات فى الاختبارات القبلية وأظهرت فى أعقاب انتهاء فترة المتغير المستقل نوعا من التحسن فى درجات الاختبارات البعدية أو على عدد من هذه الاختبارات البعدية وذلك بفارق له دلالة إحصائية عن الدرجات القبلية ، فإن ذلك يجعلنا على مستوى مرضى من الثقة بأن للمتغير المستقل فعالية .

والسبب في تكرار تطبيق اختبارات قبلية وبعدية الرغبة في ضبط أثر عامل النضج والعوامل العارضة (التاريخ) ، ورغم ذلك فإن هذا التصميم من سلبياته العوامل العارضة وأدوات القياس إذا غير الباحث أداة القياس التي سبق له استخدامها وكذا التفاعل بين الاختبار القبلي والمعالجة يمكن أن يكون محتملا وعندها تتضخم المشكلة مع زيادة عدد الاختبارات القبلية .

ملاحظة : على الرغم من استخدام أساليب إحصائية لدلالة الفروق للكشف عن تأثير المتغير المستقل إلا أن Lehman يذكر أن هناك أهمية لتحليل نمط الاستجابة من تطبيق إلى اخر (من أسبوع إلى اخر مثلا) ليستدل الباحث على ما إذا كانت الفروق في الاستجابات بعد انتهاء المتغير المستقل والاستجابات قبله مستقرة أم لا ويتم ذلك عادة بيانيا Graphically

٢ – التصميم المتعدد المتسلسل زمنيا Multiple Time Series Design

وفيه ندخل مجموعة ضابطة إلى التصميم السابق ، وهذه المجموعة الضابطة غير متكافئة مع المجموعة التجريبية .

المجموعة	اختبارات قبلية	متغير مستقل	اختبارات بعدية
ج ت	خ ١ خَ ١ خً ١	←س—	خ ٢ خَ ٢ خَ ٢ خً ٢
لاتكافؤ			
ج ض	خ ١ خَ ١ خً ١	←——	خ ٢ خَ ٢ خَ ٢ خً ٢

وتتم مقارنة المجموعتين قبل وبعد ، وتفيد المجموعة الضابطة هنا في التخلص من بعض مصادر عدم الصدق الداخلي مثل العملية الاختبارية وأدوات القياس والتفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة واحتمالية التخلص من اثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

إلا أن أثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل له تأثير كبير وكذا الأحداث العارضة والنضج والعملية الاختيارية والفناء التجريبي .

وهذا التصميم أكثر صلاحية في حالة الظروف التي تكون فيها العمليات الاختبارية أمراً مألوفا مثلما نجد عند تلاميذ المدارس .

ملاحظة : النضج أحيانا يعد مشكلة لتصميم التسلسل الزمنى عموما ، فالفترة الزمنية الفاصلة بين تطبيق الاختبارات تعتبر نقطة ضعف أساسية فى بحوث تعتمد على عينات من أطفال صغار (أعمار ٤ سنوات فأقل) بينما هى ليست نقطة ضعف مع عينات فى أعمار أكبر من الأطفال إذا كان الفاصل الزمنى أشهر (شهران مثلا) وفى الراشدين يمكن أن يصل الفاصل الزمنى إلى عام .

٣ – التصميم المتكافىء زمنيا Equivalent Time Samples Design

وفى هذا التصميم يكون لدينا عينة واحدة يتتابع عليها بالتناوب أسلوبان أو متغيران مستقلان بعد كل منهما يجرى تطبيق اختبار .

مثال ذلك عندما يرغب مدرس للرياضيات فى معرفة فعالية دخول معمل الرياضيات على زيادة الفهم لدى الطلاب بالمرحلة الثانوية فى مادة الميكانيكا ، فيأخذ طلاب فصله إلى المعمل عوضا عن إحدى الحصص ثم يختبرهم بعدها لقياس فهمهم ثم يدرس بطريقته التقليدية فى الحصة التالية ثم يختبرهم بعدها لقياس فهمهم وفى الحصة التى تليها يذهب بهم مرة أخرى إلى معمل الرياضيات ثم يختبرهم بعدها وفى حصة تالية يدرس لهم بطريقته التقليدية ثم يختبرهم ... وهكذا .

المجموعة	المتغير المستقل الأول	اختبار	المتغير المستقل الثانى	اختبار
$ج_{ت}$	$\xleftarrow[\text{معمل}]{س_{1}}$	$خ_{2}$	$\xleftarrow[\text{عادى}]{س_{2}}$	$خَ_{2}$
وهكذا	$\xleftarrow[\text{معمل}]{س_{1}}$	$خٌ_{2}$	$\xleftarrow[\text{عادى}]{س_{2}}$	$خً_{2}$ وهكذا...

وللكشف عن أثر كلٌ من الذهاب للمعمل والتدريس التقليدى على زيادة الفهم لدى الطلاب علينا مقارنة نتائج الاختبارين $خ_{2}$ ، $خٌ_{2}$ بنتائج الاختبارين $خَ_{2}$ ، $خً_{2}$

ومن مميزات هذا التصميم تصديه لمصادر عدم الصدق الداخلى الثمانية ما عدا التاريخ وأدوات القياس واحتمالية تأثير تفاعل تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل ومن مصادر عدم الصدق الخارجى التى يقع فيها أثر الاختبار القبلى على المتغير المستقل واثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين وتداخل أثر المتغيرات المستقلة .

٤ – التصميم المتوازن الدورى Counter Balanced Design

وفى هذا التصميم يكون لدينا عدد من المجموعات يتم تعريضها لعدد من المتغيرات المستقلة على التوالى وبترتيب مختلف لدى كل مجموعة . وعلى الرغم من إمكانية الإعتماد على أى عدد من المجموعات ، إلا أنه يفضل أن يكون عدد المجموعات مساويا لعدد المتغيرات المستقلة ، كما يجب أن ينظم عشوائيا الترتيب الذى تتعرض فيه المجموعات للمتغيرات المستقلة .

وعلى الرغم من إمكانية إجراء اختبار قبلى لكل مجموعة ، إلا أنه أحيانا يكون من الصعب إجراء ذلك الاختبار القبلى أو أن الظروف غير ميسورة لتطبيقه .

مثال ذلك عندما ترغب مشرفة روضة تقديم المفاهيم العلمية للأطفال باستخدام أربع طرق ، وذلك فى أربع فصول فى أربع روضات ، ، بحيث يخضع كل فصل لكل طريقة من الطرق الأربع ويتم اختباره بعد كل طريقة ، على أن تدار الطرق مرة أخرى بحيث تخضع كل مجموعة (فصل) لطريقة لم يسبق أن تعلمت بها ويتم تطبيق اختبار بعد كل طريقة . ويستمر تدوير الطرق على الفصول (المجموعات) حتى يخضع كل فصل لجميع الطرق .

المجموعة	ج ت١	ج ت٢	ج ت٣	ج ت٤
المتغير المستقل	↓ س١	↓ س٢	↓ س٣	↓ س٤
اختبار	خ٢	خ٢	خ٢	خ٢
المتغير المستقل	↓ س٢	↓ س٤	↓ س١	↓ س٣
اختبار	خ٢	خ٢	خ٢	خ٢
المتغير المستقل	↓ س٣	↓ س١	↓ س٤	↓ س٢
اختبار	خ٢	خ٢	خ٢	خ٢
المتغير المستقل	↓ س٤	↓ س٣	↓ س٤	↓ س١
اختبار	خ٢	خ٢	خ٢	خ٢

وبالطبع فإنه للوصول إلى حكم حول تأثير المتغيرات المستقلة (المعالجات) فإنه يكون بمقارنة أداء الفصول (المجموعات) فى حالة كل متغير مستقل ، بحيث نحدد درجة الاختبار التى تلى نفس المتغير المستقل فى جميع المجموعات ويتم المقارنة بين هذه الدرجات أو متوسطها .

ومن سلبيات هذا التصميم احتمالية وجود تفاعل بين اختيار الأفراد والنضج وغيره من عوامل عدم الصدق الداخلى وكذا احتمالية تأثير الاختبار القبلى على المتغير المستقل واحتمالية اثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة على المتغير المستقل واحتمالية اثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين ، ومن سلبياته تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تأتِ على نفس النحو) .

إن إمكانية وجود تفاعل بين المتغيرات المستقلة بعضها ببعض يكون بسبب كون الفصل الواحد يتعرض لكل المتغيرات المستقلة ، وهذا ما يحبذ استخدام هذا التصميم فى الظروف التى لا يكون التعرض لأى متغير مستقل ذا تأثير على فعالية المتغيرات المستقلة الأخرى أو أحدها . وفى الأمور التربوية غالبا لا نتمكن من تحقيق هذا الشرط، فنحن لا نستطيع مثلا تقديم نفس المفهوم أو المفاهيم العلمية لنفس الفصل بعدة طرق مختلفة على سبيل المقارنة لتحديد أفضلها ؛ لأنه ربما يكون أطفال الفصل قد عرفوها من طريقة سابقة .

٥ – تصميم المعالجة المتكرر / المنتقل

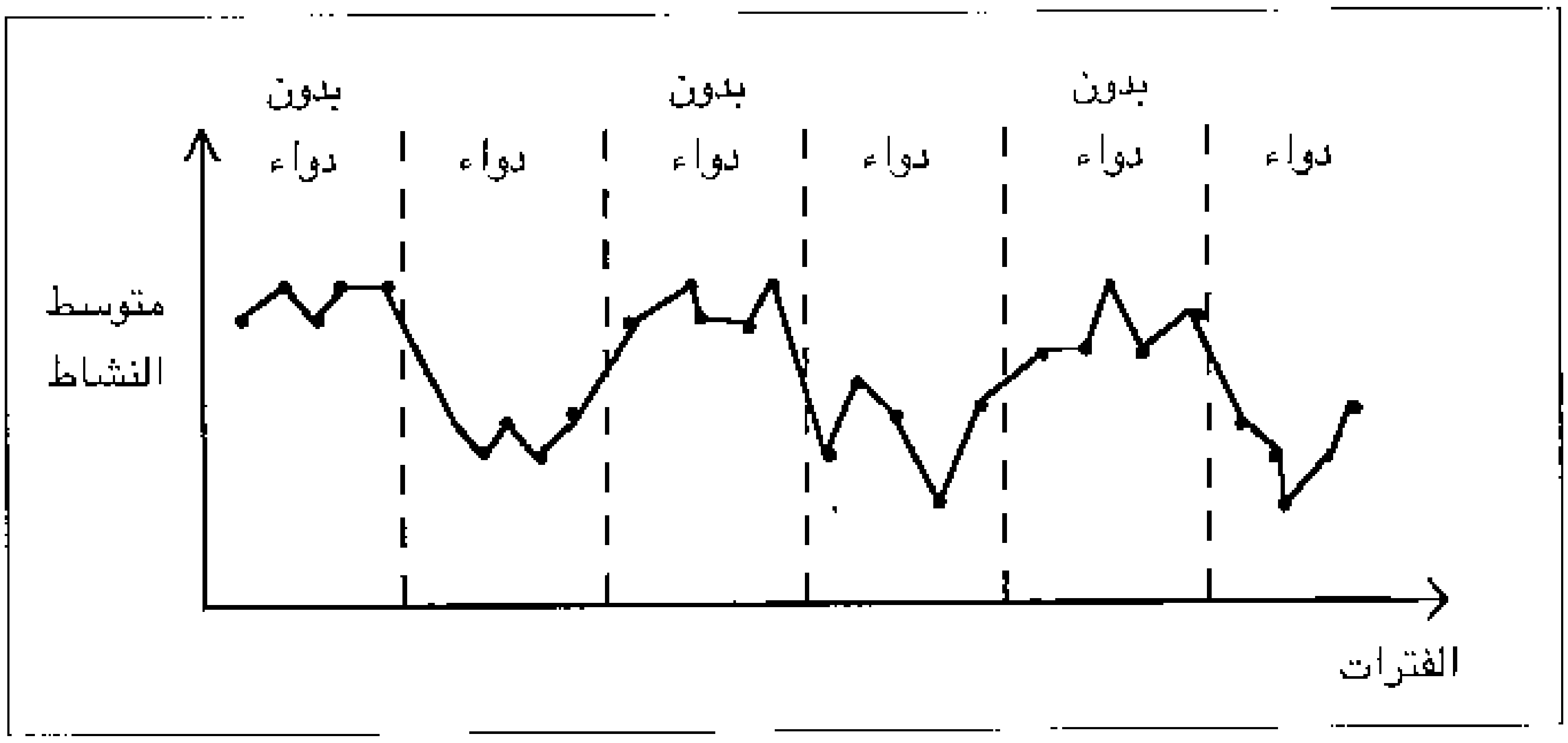
The Repeated/ Removed Treatment Design.

فى هذا التصميم يتم استخدام مجموعة واحده فقط ويسوق Lehman المثال التالى لتوضيح الفكرة : نفترض أننا مهتمون بمعرفة أثر دواء خاص على مستوى النشاط عند الأطفال مفرطى النشاط Hyperactive Children ، وعلى افتراض تواجد مجموعة أطفال لديهم هذه الخاصية ، إن علينا أن نقيس مستوى النشاط خمس مرات مثلا قبل استخدام الدواء ثم نعرض أطفال المجموعة لجرعات منتظمة من الدواء لفترة من الوقت بعدها يتم قياس مستوى النشاط خمس مرات متتالية على نفس النحو الذى تمت به عملية القياس الأولى بعدها يترك الأطفال بدون دواء أو يسحب الدواء لفترة تعادل زمنيا فترة استخدام الدواء السابقة ، ولكن دون أخذ جرعات منه ، ثم يعاد قياس مستوى النشاط لدى الأطفال خمس مرات متتالية على نفس النحو المتبع ، ثم يعاد

استخدام الدواء (المعالجة) بنفس شروط الاستخدام فى المرة الأولى ، ثم يعاد قياس مستوى النشاط بعد إنتهاء فترة استخدام الدواء ... وهكذا ، ويوضح ذلك الشكل التالى :

المجموعة	جت
	خ١
اختبارات	جَ١
	جً١
	. . . .
المتغير المستقل	↓ س
	خ٢
اختبارات	خَ٢
	خً٢
	. . . .
المتغير المستقل	↓ س
	خ٣
اختبارات	خَ٣
	خً٣
	. . . .
المتغير المستقل	↓ س
	خ٤
اختبارات	خَ٤
	خً٤
	. . . . وهكذا

والنتائج يمكن أن تتضح بمجرد النظر إلى الشكل التالي :



ومن مميزات هذا التصميم تجاوزه لعدد من مصادر عدم الصدق الداخلي مثل الأحداث العارضة والنضج وأدوات القياس والانحدار الإحصائي والعملية الاختيارية والفناء التجريبي ويحتمل تأثره بالتفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة من مصادر عدم الصدق الداخلي لهذا التصميم .

كما أن هذا التصميم يضبط عوائق لعدم الصدق الخارجي هي أثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل وتداخل أثر المتغيرات المستقلة ويحتمل وقوع التصميم في اثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة على المتغير المستقل واثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

تقييم التصميمات شبه التجريبية

الصدق	عوامل عدم الصدق	سلسلة زمنية	سلسلة زمنية متعددة	المتكافئ	الدورى	المتكرر
الداخلي	الأحداث العارضة (التاريخ)	-	-	-	+	+
	النضج	-	-	+	+	+
	العملية الاختبارية (الاختبار) (التعود على طريقة الاختبار)	+	+	+	+	+
	أدوات القياس (سهولة أو صعوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد)	؟	+	-	+	+
	الانحدار الإحصائي	+	+	+	+	+
	العملية الاختيارية للأفراد (الاختيار المختلف)	+	-	+	+	+
	الفناء التجريبي (فناء الحالات)	-	-	+	+	+
	التفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	؟	+	+	؟	؟
	أثر الاختبار القبلي على المعالجة (المتغير المستقل)	-	-	-	-	+
الخارجي	آثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة على المتغير المستقل	؟		؟	؟	؟
	آثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين	؟	؟	-	؟	؟
	تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تأت على نفس النحو)			-	-	+

رابعا : التصميمات العاملية Factorial Designs

وهى تصميمات يستطيع الباحث من خلالها دراسة أثر متغيرين مستقلين أو أكثر بحيث تسمح بدراسة أثر كل متغير من المتغيرات على انفراد ، كما تسمح بدراسة أثر تفاعلها معا على متغير تابع فى نفس الوقت .

وفى ميدان العلوم الإنسانية لا تعمل المتغيرات عادة فى معزل عن بعضها ، وإنما يتشابك تأثير بعضها مع غيره من المتغيرات ، وهذا ما يجعلنا فى حاجة ليس لدراسة أثر متغير مستقل وحيد فقط بل بدراسته وهو مع متغير مستقل اخر ، لأن الأكثر فائدة هنا هو دراسة ذلك المتغير عندما يشترك مع متغير اخر أو أكثر ، نظرا لأن بعض المتغيرات تعمل بفعاليات أو اثار مختلفة عند المستويات المختلفة من غيرها من المتغيرات .

فربما تأتى طريقة لتدريس أكثر فعالية مع الطلاب منها مع الطالبات ، وربما تأتى طريقة لتدريس الأحياء أكثر فعالية مع الطلاب أصحاب الذكاء العالى منها مع الطلاب أصحاب الذكاء العادى .

ومصطلح عاملى Factorial يشير إلى كون التصميم يشمل أكثر من عامل أو متغير مستقل ويفضل فؤاد أبو حطب استخدام كلمة بعد بدلا من عامل تجنبا للخلط بين التحليل العاملى والتصميم العاملى . ومن الخطأ إطلاق مصطلح التصميم العاملى على التصميم البسيط الذى يشمل عامل واحد أو متغير مستقل واحد .

ففى مثال تدريس مادة الأحياء السابق نلاحظ أن طريقة التدريس تعتبر عاملاً والقدرة العقلية (الذكاء) عاملاً اخر .

وفى العادة يكون لكل عامل أو متغير مستقل عدد من المستويات ، ربما كان اثنان أو أكثر . وفى مثال تدريس مادة الأحياء إذا كانت هناك طريقتان للتدريس قيل : إن للعامل الأول مستويات ، وإذا أخذ للذكاء أصحاب المستوى العالى وأصحاب المستوى العادى قيل : إن للعامل الثانى مستويين أيضا وعندها نقول أننا أمام تصميم عاملى على النمط ٢ × ٢ حيث يشير الرقم الأول إلى عدد مستويات العامل الأول ويشير الرقم الثانى إلى عدد مستويات العامل الثانى . وإذا اتضح أن لدينا أربع طرق للتدريس ، وسوف يتم تقديمها إلى نوعين من الطلاب هما أصحاب المستوى العالى من الذكاء وأصحاب المستوى العادى ، نصبح أمام تصميم عاملى على النمط ٤ × ٢ حيث يشير

الرقم الأول إلى عدد مستويات العامل الأول ويشير الرقم الثانى إلى عدد مستويات العامل الثانى . وفى أى من الحالتين السابقتين يكون الهدف هو الكشف عن الأثر على متغير تابع هو التحصيل الدراسى .

إننا بذلك نتفق مع طبيعة الظاهرة الإنسانية التى يغلب عدم خضوعها لمتغير واحد أو عامل واحد أو مؤثر واحد بل لعدد من المؤثرات فى ان واحد وذلك على حد تعبير .Issac and Michael

وفى الوقت الذى يتمسك فيه Lehman بأن التصميمات العاملية لا تعد حقيقة تصميمات بقدر ما هى طريقة لتحليل المعلومات والبيانات يطبق منها ما يتناسب وطبيعة تلك البيانات نجد أن Tuckman يعتبرها تحويرا للتصميمات التجريبية عن طريقها يتم إدخال متغير مستقل أو أكثر لمعرفة أو كشف أثرهم فى نفس الوقت .

ولمزيد من الإيضاح دعنا نأخذ مثال تدريس مادة الأحياء السابق باستخدام طريقتين للتدريس (ق١ ، ق٢) مع نوعين من الطلاب (ذ١ ، ذ٢) (أصحاب الذكاء العالى وأصحاب الذكاء العادى) .

العشوائية	المجموعة	الاختبار القبلى	المتغير المستقل	المتغير المستقل	الاختبار البعدى
ع	ج ت١	–	ق١ ←	ذ١ ←	خ٢
ع	ج ت٢	–	ق٢ ←	ذ٢ ←	خَ٢
ع	ج ت٣	–	ق١ ←	ذ١ ←	خً٢
ع	ج ت٤	–	ق٢ ←	ذ٢ ←	خٌ٢

إننا أمام أربع مجموعات عين أفرادها تعيينا عشوائيا :

المجموعة الأولى ج ت١ : درست بالطريقة الأولى عندما كانت من أصحاب الذكاء العالى .

المجموعة الثانية ج ت٢ : درست بالطريقة الثانية عندما كانت من أصحاب الذكاء العادى .

المجموعة الثالثة $ج_{ت٢}$: درست بالطريقة الأولى عندما كانت من أصحاب الذكاء العادى .

المجموعة الرابعة $ج_{ت١}$: درست بالطريقة الثانية عندما كانت من أصحاب الذكاء العالى .

ومما يلاحظ أننا أمام مجموعات كل منها تجريبية ، وإن كانت تعد فى نفس الوقت مجموعة ضابطة بالنسبة لغيرها .

وإذا حسبنا متوسطات درجات الاختبار البعدى لهذه المجموعات كما توضح داخل خلايا الجدول التالى :

طريقة التدريس

الذكاء	الأولى	الثانية	
عالى	٤٠	٣٠	٣٥
عادى	١٠	٢٠	١٥
	٢٥	٢٥	

علما بأن المجموعات ذات أحجام متساوية (بها نفس العدد من الأفراد) . وإذا سألنا أنفسنا أى طريقتى التدريس أفضل ؟ فإن الأمر يجب إجابته بحذر . ففى حالة الطلاب أصحاب المستوى العالى من الذكاء تبدو الطريقة الأولى هى الأفضل (٤٠ مقابل ٣٠) أما فى حالة الطلبة أصحاب المستوى العادى من الذكاء تبدو الطريقة الثانية أفضل (٢٠ مقابل ١٠) . ومع أن أصحاب الذكاء العالى عملوا بشكل أفضل من أصحاب الذكاء العادى بغض النظر عن طريقة التدريس (٣٥ مقابل ١٥) ، إلا أن درجة تفوقهم تعتمد على الطريقة المستخدمة . وبصفة عامة فإنه لا يمكن القول بأفضلية إحدى الطريقتين ، لأن هذه الأفضلية تعتمد على مستوى الذكاء ، ويشير ذلك إلى أثر تفاعل متغيرى أو عاملى طريقة التدريس والذكاء على تحصيل الطلاب . إن هذا التوقع لأثر التفاعل بين المتغيرين على المتغير التابع هو الذى يدفع الباحث إلى التصميم العاملى .

والآن لنفرض أن الباحث لم يهتد إلى فكرة التصميم العاملي وإنما اكتفى باستخدام مجموعتين ، الأولى درست بالطريقة الأولى ق١ والمجموعة الثانية درست بالطريقة الثانية ق٢ دون أي اكتراث إلى عامل الذكاء أو مستوياته .

فبالنظر إلى الجدول السابق يستنتج الباحث أن طريقة التدريس الأولى ق١ لها نفس مستوى التأثير مثل طريقة التدريس الثانية ق٢ (٢٥ مقابل ٢٥) وهذا طبعا يعتبر تضليلاً ودخولاً إلى نتائج خاطئة ، لأنه باستخدام التصميم العاملي اتضح وجود تفاعل بين طريقة التدريس والذكاء ، بمعنى أن طريقة التدريس لها تأثيرات مختلفة باختلاف مستوى الذكاء . وهذا يدل على أنه عندما نتوقع وجود تفاعل بين المتغيرات فإنه ليس من الداعي دراسة كل متغير منهما على حده ، أو بمعزل عن الاخر ؛ لأننا سوف نتوصل إلى نتائج خادعة ومضللة .

وعلى الرغم من أنه يمكن إدخال أي عدد من المتغيرات المستقلة في تصميمات عاملية بحيث يكون لكل متغير مستوياته أو تصنيفاته ، إلا أنه مع زيادة عدد المتغيرات تزداد صعوبة الإجراءات الحسابية وتنخفض إمكانية تفسير النتائج بسهولة ويسر ، وبخاصة من خلال الرسوم البيانية لهذا التفاعل ، وهو ما سوف نتعرض له في مواضع قادمة .

فمن الممكن أن يكون التصميم العاملي ٣ × ٢ × ٢ مثلا حيث

يكون أول متغير هو مرحلة النمو : طفولة – مراهقة – رشد .

والمتغير الثاني هو الجنس : ذكور – إناث.

والمتغير الثالث طريقة التطبيق : فردية – مجموعات صغيرة – مجموعات كبيرة .

ومن الممكن أن تكون التصميمات من مستويات أعلى ، وهكذا .

خامسا : التصميمات ذات الفرد الواحد Small - N Research

يشير Lehman أنه حينما نتحدث عن البحث ذي الحجم الصغير (ن) فإننا لا نعني تماما وإلى أبعد حد أنها تجربة ذات عينة صغيرة الحجم ، ولكن المقصود من البحث ذي الحجم الصغير (ن) أو البحث الصغير (ن) Small- N Research عادة يكون حجم عينته فردا واحدا فقط Single Subject . والفرد تحت الدراسة هنا غالبا مريض أو طفل تحت التعلم أو شخص لديه اضطراب سلوكي وأحيانا حيوان أو نبات .

وهذه التصميمات تستخدم عندما يكون حجم العينة فردا واحدا فقط (وحدة – مفحوص) ، أو عندما ينظر إلى عدد من الأفراد على أنهم يشكلون مجموعة واحدة .

وهي تستخدم غالبا لدراسة التغير السلوكي الذي يظهر لدى الفرد نتيجة تعرضه لمتغير مستقل ما أو معالجة ما ، والفرد هنا يعتبر عينة ضابطة لنفسه بالنسبة للتغيرات التي تحدث في حالة التصميم المتسلسل زمنيا . إن الفرد يتم تعريضه بالتتابع للمتغير المستقل (المعالجة) أو عدم تعريضه ، ويقاس أداؤه في كل مرحلة . ونرمز للمعالجة بالرمز (B) ولعدم المعالجة بالرمز (A) .

فإذا فرضنا وجود طفل تم له ما يلي :

١ – مشاهدة سلوك الطفل خارج الروضة في أربع مناسبات .

٢ – نطبق عليه واحدة من طرق تعديل السلوك ونشاهده في أربع مناسبات أخرى .

٣ – نوقف طريقة تعديل السلوك ونشاهده في أربع مناسبات .

إن ما تم عرضه حتى الآن يمكن التعبير عنه بالرموز على النحو A-B-A ونكون أمام تصميم يسمى A-B-A Design ويلاحظ أنه كان من الممكن مشاهدة سلوك الطفل خارج الروضة في أربع مناسبات ثم تطبيق الطريقة ومشاهدته في أربع مناسبات ثم نتوقف ، عندئذ نكون أمام تصميم يسمى A-B Design وهو يشبه التصميم المتسلسل زمنيا في التصميمات شبه التجريبية مع الفارق هنا وجود فرد واحد فقط .

إن تصميمات الحالة الواحدة أو الفرد الواحد لها جذورها في مجالات علم النفس العيادي وعلم النفس المرضي ، وقد زاد الاهتمام بها مع مطلع الستينات ، ويعتبر التشابه كبيراً بينها وبين دراسة الحالة التي كانت معروفة قبل ذلك بكثير ، وإن كان الأمر في الأونة الحالية أكثر ارتباطا بالمنهج التجريبي . وتعتبر تصميمات الحالة الواحدة أكثر قدرة في التغلب على عوائق الصدق التجريبي .

ولما كانت معظم المشكلات التي يتناولها البحث التجريبي تحتاج إلى تصميم للمجموعات حتى يمكن تعميم نتائجها وليس شخص واحد ، وإلا تطور بنا الأمر إلى الحاجة إلى مشرفة روضة لكل طفل وليس لكل مجموعة من الأطفال . فإن هذا ما يجعل التصميمات ذات الفرد الواحد غير عملية ليس للسبب السابق فقط بل لأنها تتطلب أحيانا إجراء قياسات متعددة خلال كل مرحلة من مراحل التصميم A-B-A

وهناك مشكلات بحثية يكون من غير المناسب استخدام تصميمات لمجموعات ربما لأسباب أخلاقية وربما لعدم توفر الحالات الكافية لمعالجة الأمر فى صورة مجموعات . إن تصميمات المجموعات تتطلب مجموعة أو مجموعات ضابطة إذا كنا نريد تصميمات تجريبية حقيقية ، وربما تطلب الأمر منع مجموعة من التعرض نهائيا لأى نوع من البرامج للتدريس مثلا وهو ما يعارضه الكثير من المسئولين الذين يجدون فى ذلك إضاعة لوقت الطلاب وإهدار لإمكاناتهم .

ويواجه التصميمات ذات الفرد الواحد عوائق الصدق الخارجى ، حيث لا يمكن تعميم النتائج على الأفراد فى المجتمع الأصل ، وعلى الرغم من صحة ذلك إلا أن تعميم نتائج التصميمات للمجموعات لا يمكن تعميمه على كل فرد فى المجموعة .

وعلى أيه حال فالتصميمات ذات الفرد الواحد والتصميمات للمجموعات كلٌ له إيجابياته وسلبياته ، والهام هنا أنه إذا أردنا أن نغير من حالة فرد فإن تصميم المجموعات يصبح غير مناسبٍ ، ويكون تصميمات الحالة الواحدة أكثر فائدة وأهمية فى مجال تعديل السلوك Behaviour Modification والبحوث الإكلنيكية Clinical Research ويشير Hersen and Barlow, Lehman إلى العديد من التصميمات ذات الفرد الواحد ومنها الشكل A-B-A-B حيث A تدل على الاختبار القبلى ، B تدل على المعالجة والاختبار البعدى ، وهو من التصميمات ذات الأهمية .

الفصل الثانى

مبادىء إحصائية للتصميمات التجريبية

مقدمـــة :

يهتم الإحصاء بالطرق العملية لجمع وتنظيم وعرض وتحليل البيانات ، وكذلك التوصل إلى نتائج وقرارات على ضوء هذا التحليل . ويستخدم هذا المصطلح في معناه الضيق للتعبير عن البيانات نفسها أو ما تم استخراجه من هذه البيانات مثل المتوسط والنسب المئوية ، ومن ثم نتحدث عن إحصاءات الطلاب والتعليم وإحصاءات عن الزواج والطلاق والوفيات وإحصاءت عن الأعمار والأوزان وإحصاءات عن نسب الذكاء ومستوى التوافق النفسي وغيرها .

وعند جمع بيانات تعبر عن خاصية من خصائص مجموعة من الأفراد أو الأشياء مثل أعمار أو أطوال طلبة الجامعة أو عدد الكراسات المعيبة من إنتاج مصنع للأدوات المدرسية في يوم معين ، فربما كان من المستحيل أو من غير العملي ملاحظة المجموعة بأكملها وخاصة ، إذا كانت كبيرة ، وبدلا من اختبار المجموعة بأكملها ، والتي تسمى بالمجتمع الإحصائي Population فإنه يمكن اختبار جزء صغير من هذا المجتمع الإحصائي يسمى بالعينة Sample.

والمجتمع يمكن أن يكون محدودا أو غير محدود . وعلى سبيل المثال فإن المجتمع المكون من الأطفال في مرحلة ما قبل المدرسة هو مجتمع محدود ، بينما المجتمع المكون من جميع النتائج الممكنة (صورة أو كتابة) من رميات متتالية لعملة معدنية هو مجتمع غير محدود .

ويستند الاستدلال الإحصائي Inferential Statistics بصورة أساسية على البيانات التي يتم الحصول عليها من عدد محدود ، وهذا العدد المحدود من الأفراد أو الأشياء الذي سميناه العينة . ومن خلال هذه البيانات تصاغ التعميمات أو الاستنتاجات الإحصائية حول جميع الأفراد أو الأشياء أو العناصر التي تماثل هذه العينة أي يجري التعميم على المجتمع ككل .

على أية حال فإننا نرمز للبيان الذي يدل على خاصية قيست لدى فرد أو وحدة بالرمز (س) .

ونطلق على أي قياس تم استخراجه من بيانات العينة مصطلح إحصاءة Statistics وجمعها إحصاءات . ونطلق على أي قياس تم استخراجه من بيانات المجتمع مصطلح معلمة Parameters.

فإذا حسبنا لبيانات عينة ما قيمة المتوسط ($\bar{س}$) أو الانحراف المعيارى (ع) ..... نقول : إننا حسبنا إحصاءات للعينة .

وإذا حسبنا لبيانات مجتمع ما قيمة المتوسط ($\bar{س}$) أو الانحراف المعيارى ($\bar{ع}$) ..... نقول إننا حسبنا معلمات للمجتمع .

وبصورة عامة فإن لكل إحصاءة فى العينة معلمة مناظرة لها فى المجتمع . وتعتبر هذه الإحصاءة تقديراً Estimate لتلك المعلمة ، وبينما يكون للمعلمة قيمة ثابتة للمجتمع الواحد ، فإن الإحصاءة المناظرة تتغير قيمتها من عينة إلى أخرى .

وفى الغالب يكون من الصعب إجراء الدراسات بأخذ جميع أفراد المجتمع أى بالتطبيق على المجتمع الواحد ، فإن الإحصاءة المناظرة تتغير قيمتها من عينة إلى أخرى .

وفى الغالب يكون من الصعب إجراء الدراسات بأخذ جميع أفراد المجتمع أى بالتطبيق على المجتمع الأصل . ويلجأ الباحثون فى العادة إلى دراسة خصائص المجتمع الإحصائى من خلال دراسة عينة منه . ونسمى عملية اختيار العينة بالمعاينة Sampling ، وهى أخطر مرحلة فى الدراسة أو البحث . إذ أن ما نتوصل إليه من استنتاجات يتوقف على الطريقة التى اختيرت بها العينة .

والعينة الممثلة للمجتمع الأصل هى العينة التى اختيرت بطريقة عشوائية . فالعشوائية تعنى إعطاء فرص متساوية لجميع أفراد المجتمع لأن يتم وقوعهم أو اختيارهم ضمن عينة الدراسة ، ويكون الهدف من ذلك التقليل من الخطأ الذى نقع فيه نتيجة عدم تشابه أو تمثيل العينة للمجتمع الأصل إلى حد كبير ، هذا الخطأ الذى يطلق عليه خطأ المعاينة Sampling Error .

فبالرغم من إننا نعتبر الإحصاءة التى حسبناه من العينة تقديراً لمعلمة مناظرة فى المجتمع الأصل ، إلا أن الواقع يبدو مخالفا ، فالإحصاءة لن تكون مساوية تماماً لمعلمة المجتمع . ونسمى الفرق بين إحصاءة العينة ومعلمة المجتمع المناظرة بخطأ المعاينة

فمثلا $\bar{س} - \bar{س}$ = خطأ المعاينة للمتوسط .

وما يجب أن يكون واضحاً أننا فى الغالب لا نعرف $\bar{س}$ حتى نتمكن من معرفة مقدار الخطأ إلا أنه بالإمكان التوصل إلى استنتاجات عن قيمة الخطأ من خلال إعادة اختيار

عينات من نفس المجتمع عدد من المرات وفى كل مرة نحسب الإحصاءة س .

فإذا كان لدينا العديد من العينات فإننا نستطيع التعامل معها كما كنا نتعامل مع حالات فى عينة واحدة ، ويمكننا أن نرسم لها توزيعا تكراريا يسمى توزيع العينات . وهذا التوزيع للعينات تتوافر فيه خصائص التوزيع الاعتدالى ، فإذا كان لدينا عديد من متوسطات عينات ، فالتوزيع التكرارى لها سوف يظهر لنا معتدلا حتى وإن كان توزيع المجتمع الأصل فى الظاهرة موضع الاهتمام بعيدا عن الاعتدالية ، لأن توزيع متوسطات العينات المأخوذة منه تميل إلى الاعتدالية إلا إذا كانت ذات أحجام صغيرة .

وعند تناولنا لتوزيع إحصاءات العينات مثل المتوسطات والانحرافات المعيارية ... ومعاملات الارتباط ، يكون الاهتمام بتشتت هذه الإحصاءات لأن مقدار هذا التشتت يعطى مؤشرا على مدى اختلاف إحصاءة العينة عن البارامتر المناظر فى المجتمع الأصل ، فيشير الاختلاف الذى نلاحظه بين الإحصاءة المحسوبة للعينة والبارامتر المناظر فى المجتمع على خطأ التقدير أو ما يسمى بالخطأ المعيارى Standard Error ويتم تقدير حجم هذا الخطأ باستخدام معادلات محددة لكل إحصاءة محسوبة .

ويواجه الباحث مشكلة تحديد حجم العينة لدراسته ، ويكون أمامه أحد حلين : الأول الاعتماد على ما توصل إليه الآخرون والمتخصصون ، والثانى بالاعتماد على بعض الأساليب الاحتمالية الإحصائية ، ونظراً لما للحل الثانى من أصول وجذور وقواعد إحصائية تتعرض لها مؤلفات متخصصة فى هذا المجال مثل ما عرضه Gay و Tuckman . وتخرج بنا عن هدف الكتاب الحالى فنكتفى بما أشار إليه الإحصائيون فى هذا المجال .

إذا كنا أمام دراسة ارتباطية فإنه يمكن الاعتماد على عينات لا تقل عن ٣٠ مفحوصا وفى الدراسات المسحية إذا اتضح أن حجم المجتمع الأصل أقل من ١٠٠٠ مفحوص فيمكن الاكتفاء على الأقل بـ ٢٠٠ مفحوص أى بنسبة ٢٠ ٪ أما إذا زاد حجم المجتمع الأصل فأصبح بين ٥٠٠٠ – ١٠٠٠٠ مفحوص فيمكن الاعتماد على نسبة ١٠ ٪ فقط أما إذا وصل حجم المجتمع الأصل إلى أكثر من ذلك فيمكن الاعتماد على عينه حجمها نسبته ٥ ٪ من حجم المجتمع الأصل . أما فى الدراسات العاملية فإن حجم العينة يفضل أن يصل إلى ٣٠٠ مفحوص ولا يجب أن يقل عن ١٠٠ مفحوص ، وإذا

استخدم التحليل العاملى مع فقرات أو بنود اختبار فإن من المفيد أن يكون حجم العينة ما بين خمسة أمثال إلى عشرة أمثال عدد البنود بشرط أن لا يقل عدد البنود عن عشرين . وفى حالة الدراسات التى تعتمد على التحليل التمييزى أو تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة فيجب ألا يقل عدد الحالات أو المفحوصين فى كل خلية عن عدد المتغيرات التابعة .

أما فى حالة الدراسات التى تعتمد على تصميمات تجريبية فيرى البعض أن يكون عدد المفحوصين بين ١٥ – ٣٠ مفحوصاً إذا كنا أمام متغير مستقل واحد ، أما إذا كنا أمام تصميم يشمل أكثر من متغير مستقل ، فمن المستحسن أن لا يقل عدد المفحوصين فى كل خلية عن خمسة أفراد وإن كانت فكرة زيادة حجم العينة عن الحدود السابقة فكرة واردة . وذلك إذا وجدت متغيرات غير مضبوطة مثل المتغيرات العارضة أو الدخيلة ، ويصبح زيادة حجم العينة جاعلا أثر هذه المتغيرات أكثر عشوائية . وكذلك عندما يكون هناك توقع لتقسيم المجموعة الكلية إلى مجموعات فرعية فى ضوء المتغيرات المستقلة ومستوياتها .

كما أن زيادة حجم العينة عن الحدود السابقة وارد أيضاً عندما لايكون المجتمع متجانسا ، وكذا عندما يكون ثبات المقياس Reliability المستخدم لقياس المتغير التابع منخفضا . لأن أداة القياس فى هذه الحالة تكون غير حساسة بدرجة كافية للفروق الصغيرة ، وهذا ليس معناه سعى الباحث وراء الحصول على دلالة إحصائية ، فقد يؤدى الحصول على إحصاءات لها دلالة إحصائية مثل الارتباطات واختبارات دلاله الفروق ، ت ، أو ، ف ، إلى اتخاذ قرارات غير مناسبة، خاصة إذا لم يكن هذا الفرق مثلا ذا دلالة عملية مثلما يتوصل الباحث إلى فروق بين طريقة التدريس بالحاسب الالى وطريقة التدريس التقليدية لصالح طريقة التدريس بالحاسب مع عدم توافر الإمكانات لتطبيقه .

ويجب ألا نغفل أن استخدام عينات ذات حجوم صغيرة فى بعض البحوث ربما كان أفضل من استخدام عينات ذات أحجام كبيرة مثل الدراسات التى تعتمد على التحليل النفسى وأدوات القياس الإسقاطى .

وهناك أساليب إحصائية لتقدير أحجام العينات إلا أن الأمر يتطلب توافر معلومات من خلال دراسات سابقة حول نفس الموضوع أو من خلال إجراء دراسة

استطلاعية Pilot Study يجريها الباحث قبل إجراء بحثه وهو أمر أحيانا يكون محفوفاً بالصعوبات .

وعموما فإن القاعدة هي أن زيادة حجم العينة يمكن أن يوفر تمثيلا أعلى لخصائص المجتمع وبالتالى تعميما أصدق لنتائج البحث .

كان هذا عن أحجام العينات التى يمكن الاعتماد عليها فى بعض أنواع البحوث وعمومًا فأن لكل عينة من العينات التى تسحب من المجتمع الأصل مقاييس Measures .

ومن هذه المقاييس المتوسط والوسيط والمنوال والانحراف المعيارى ... وغيرها. ويكون من المفيد التذكير بهذه المفاهيم الإحصائية وغيرها حتى يكون دخولنا فى قضية الكتاب الأساسية وهى تصميم وتحليل التجارب أكثر يسراً وسهولة .

١- المتوسط Mean :

المتوسط لعدد من القيم يساوى مجموع هذه القيم مقسوما على عددها ، وبذلك فهو القيمة النموذجية أو الممثلة لمجموعة من البيانات ، ويميل للوقوع قرب المركز داخل البيانات ، فإذا كان لدينا قيم لأعمار مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية فإننا نرمز لعمر كل طفل برمز كما يلى : $س_١$ ، $س_٢$ ، $س_٣$ ، $س_٤$ ، .... $س_ن$.

ونحصل على متوسط أعمار هذه المجموعة $\bar{س}$ من القانون :

$$\bar{س} = \frac{س_١ + س_٢ + س_٣ + ... + س_ن}{ن}$$

$$أو\ \bar{س} = \frac{مجـ\ س}{ن}$$

حيث $\bar{س}$: المتوسط

مجـ : اختصار كلمة مجموع

س : درجة المفحوص

ن : عدد أفراد العينة .

مثال : احسب متوسط درجات مفهوم الذات التالية :

٩ - ٢ - ٣ - ٣ - ٤ - ٥ - ٥ - ٥ - ٦ - ٨ - ١٢ .

الحـل :

$$\text{بما أن } \bar{س} = \frac{\text{مجـ س}}{ن}$$

$$\bar{س} = \frac{٩ + ٢ + ٣ + ٣ + ٤ + ٥ + ٥ + ٥ + ٦ + ٨ + ١٢}{١١}$$

$$\bar{س} = \frac{٦٢}{١١}$$

$$\bar{س} = ٥,٦٤$$

٢- الـوسـيـط : Median

الوسيط لمجموعة من الأرقام مرتبة حسب قيمتها ، هو تلك القيمة التى فى المنتصف أو الوسط الحسابى للقيمتين الموجودتين بالمنتصف . ويعبر عنها أيضاً بأنها تلك القيمة التى يسبقها عدد من القيم يساوى عدد القيم التى تليها بشرط أن تكون جميع القيم مرتبة ترتيبا تصاعديا أو تنازليا .

مثال : أ – احسب وسيط درجات القلق التالية ٨ – ٣ – ١١ – ٨ – ٦ – ٥ – ٤ – ٤ – ٨ .

ب – احسب وسيط الأعمار ٢٥ ، ٥ ، ٥ ، ١٢ ، ١٨ ، ١١ ، ٩ ، ٧

الحل : يجب ترتيب الدرجات فى كل حالة

أ – ٣ – ٤ – ٤ – ٥ – ٦ – ٨ – ٨ – ٨ – ١١

الوسيط = ٦

ط = ٦

ب – ٢٥ – ١٨ – ١٢ – ١١ – ٩ – ٧ – ٥ – ٥

$$\text{الوسيط} = \frac{١١ + ٩}{٢}$$

ط = ١٠

٣- المنـــــوال : Mode

المنول لمجموعة من القيم أو الأشياء هو القيمة أو الشىء الذى يتكرر أكثر من غيره أو القيمة أو الشىء الأكثر شيوعاً .

وقد لا يكون للقيم أو الأشياء منوال ، وقد يكون هناك أكثر من منوال .

مثال : أ – احسب منوال القيم

٨ ، ٩ ، ٧ ، ٨ ، ١٢ ، ٨ ، ٣ ، ٤ ، ٨

ب– ماهو منوال الألوان :

أحمر ، أحمر ، أبيض ، أخضر ، أبيض ، أصفر ، أبيض ، أبيض ، أبيض .

الحل : أ – المنوال ل = ٨

ب– اللون المنوالى هو الأبيض .

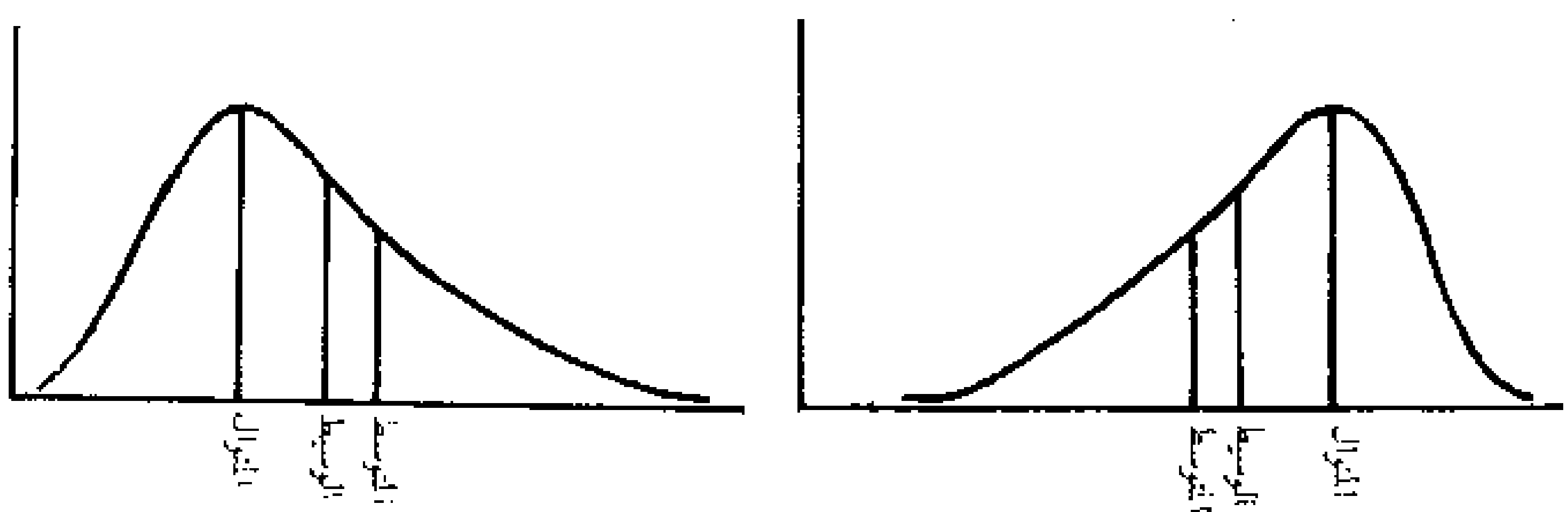
ملاحظة :

هناك علاقة اعتبارية بين المتوسط والوسيط والمنوال تتحقق فى حالة المنحنيات التكرارية وحيدة المنوال والبسيطة الالتواء أو ضئيل الالتواء .

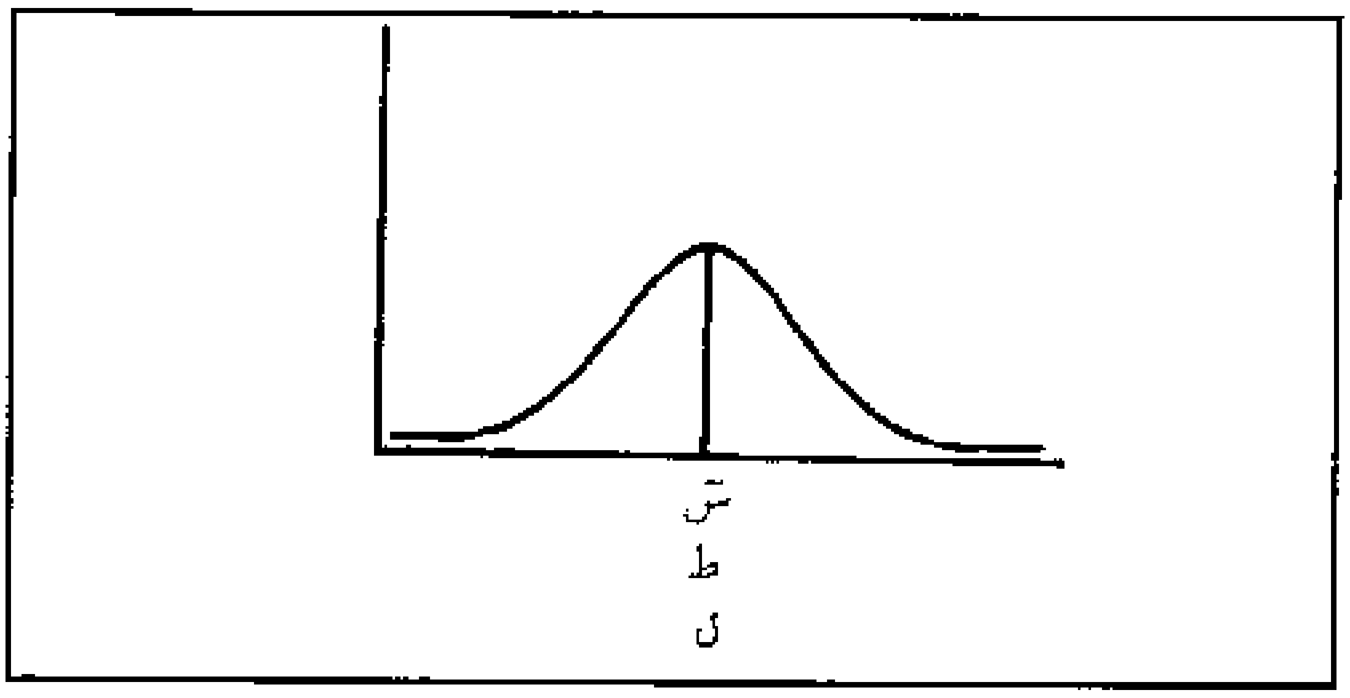
المنوال = ٣ الوسيط – ٢ المتوسط

ل = ٣ ط – ٢ سَ

وفى المنحنيات المتماثلة يتطابق المتوسط والوسيط والمنوال ، أما فى المنحنيات غير المتماثلة الملتوية إلى اليمين أو إلى اليسار يأتى المتوسط والوسيط والمنوال على النحو الذى يظهر بالرسم.



منحنى ملتوى إلى اليمين　　　منحنى ملتوى إلى اليسار



٤- التشتت : Dispersion

الدرجة التى تتجه بها البيانات الرقمية للانتشار أو التباعد حول قيمة وسطى تسمى تشتتاً .

٥- المدى : Range

هو أحد مقاييس التشتت ، ويعبر عن المدى لأى مجموعة من الأرقام بالفرق بين أكبر رقم (درجة) وأقل رقم (درجة) فى المجموعة

المدى = أكبر درجة – أقل درجة

٦- الانحراف المتوسط أو متوسط الانحرافات M. D :

يعرف بأنه مجموع القيم المطلقة لفروق الدرجات عن متوسط الدرجات بالنسبة لعدد أفراد العينة .

ويقصد بالقيم المطلقة هنا أى الفرق المحسوب بدون إشارة وللتعبير عن ذلك نكتب الفرق بين عمودين متوازيين كما يلى : $| \quad |$.

$$\text{الانحراف المتوسط} = \frac{\text{مجـ} \left| \text{س} - \bar{\text{س}} \right|}{\text{ن}}$$

حيث مجـ : مجموع

س : الدرجة الخام

سَ : المتوسط

ن : عدد أفراد العينة

مثال : احسب متوسط الانحرافات للقيمة التالية ٢ ، ٣ ، ٦ ، ٨ ، ١١

الحل :

$$\text{المتوسط } \bar{س} = \frac{\text{مجـ } س}{ن}$$

$$\bar{س} = \frac{٣٠}{٥} = ٦$$

$$\text{متوسط الانحرافات} = \frac{\text{مجـ} \left| س - \bar{س} \right|}{ن}$$

$$= \frac{\left|٢ - ٦\right| + \left|٣ - ٦\right| + \left|٦ - ٦\right| + \left|٨ - ٦\right| + \left|١١ - ٦\right|}{٥}$$

$$= \frac{\left|-٤\right| + \left|-٣\right| + \left|\text{صفر}\right| + \left|٢\right| + \left|٥\right|}{٥}$$

$$= \frac{٤ + ٣ + \text{صفر} + ٢ + ٥}{٥} = ٢{,}٨٠$$

٧ - مجموع المربعات : Sum of Squares

يعرف بأنه مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسط الدرجات. ومصطلح مجموع المربعات يعد اختصارا لمفهوم مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسط الدرجات The Sum of The Squared Deviations

ويعطى بمعادلة عامة على الصورة .

$$\text{مجموع المربعات} = \text{مجـ} \left(س - \bar{س}\right)^{٢}$$

أو قانون على الصورة

$$\text{مجموع المربعات} = \text{مجـ } س^{٢} - \frac{\left(\text{مجـ } س\right)^{٢}}{ن}$$

وهذه الصورة هى التى سوف يشيع استخدامها فى مواضع كثيرة فى تحليل وتصميم التجارب المنبثقة عن تحليل التباين غالبا .

مثال : احسب مجموع المربعات لقيم المتغيرين الاثنين س ، ص

حيث س : ٢ ، ٣ ، ٣ ، ٥ ، ٧ ، ٧ ، ٨

ص : ٤ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٦

الحـــل :

س	س − $\bar{س}$	(س − $\bar{س}$)^2
٢	− ٣	٩
٣	− ٢	٤
٣	− ٢	٤
٥	صفر	صفر
٧	٢	٤
٧	٢	٤
٨	٣	٩
مجـ س = ٣٥	مجـ (س − $\bar{س}$)	مجـ (س − $\bar{س}$)^2
$\bar{س}$ = ٥	= صفر	= ٣٤

أى أن مجموع المربعات = ٣٤

وبخصوص المتغير الثانى

ص	ص − $\bar{ص}$	(س − $\bar{س}$)^2
٤	− ١	١
٥	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
٦	١	١
مجـ ص = ٣٥	مجـ (ص − $\bar{ص}$)	مجـ (ص − $\bar{ص}$)^2
$\bar{ص}$ = ٥	= صفر	= ٢

أى أن مجموع المربعات = ٢

ويلاحظ أنه على الرغم من أن متوسط درجات المتغيرين متساوية $\bar{س}$ = ٥ ، $\bar{ص}$ = ٥ إلا أن مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها فى كل حالة جاء مختلفا .

٨ – الانحراف المعياري : Standard Deviation

إذا كان لدينا مجموعة من الدرجات ، فإن الجذر التربيعى لمجموع مربعات انحرافات هذه الدرجات بالنسبة لعدد أفراد المجموعة يعرف بالانحراف المعيارى . وهو أحد مقاييس التشتت أو تباعد الدرجات ويحسب من القانون :

$$ع = \sqrt{\frac{مجـ \left(س - \bar{س}\right)^{٢}}{ن}}$$

حيث ع : الانحراف المعيارى

س : الدرجة الخام

$\bar{س}$: المتوسط

ن : عدد أفراد العينة .

مثال : أحسب الانحراف المعيارى لدرجات سمة العصابية التالية :

١٠ ، ٦ ، ٨ ، ٢ ، ٤

الحل :

الدرجة	الدرجة – المتوسط	$\left(\text{الدرجة – المتوسط}\right)^{٢}$
س	$س - \bar{س}$	$\left(س - \bar{س}\right)^{٢}$
١٠	٤	١٦
٦	صفر	صفر
٨	٢	٤
٢	– ٤	١٦
٤	– ٢	٤
مجـ س = ٣٠		$مجـ \left(س - \bar{س}\right)^{٢}$
$\bar{س}$ = ٦		= ٤٠

بما أن $ع = \sqrt{\frac{مجـ (س - \bar{س})^{٢}}{ن}}$

$$ع = \sqrt{\frac{٤٠}{٥}}$$

$$= \sqrt{٨}$$

$$= ٢,٨٣$$

٨ – التبـــاين : Variance

التباين أحد مقاييس التشتت أو التى تكشف عن تباعد الدرجات . وتباين أى مجموعة من الدرجات يعرف بأنه مربع الانحراف المعيارى ، ولذلك فإن :

$$التباين = ع^{٢} = \frac{مجـ (س - \bar{س})^{٢}}{ن}$$

وهناك قانون اخر لا يعتمد على حساب متوسط الدرجات من المفيد توضيحه هنا

$$ع^{٢} = \frac{١}{ن}\left[مجـ س^{٢} - \frac{(مجـ س)^{٢}}{ن}\right]$$

مثال : احسب تباين درجات الثقة بالنفس كما قيست باختبار أُعد لهذا الفرض ، وذلك على عينة من طلاب الجامعة

٩ ، ١٠ ، ١١ ، ١٢ ، ١٤ ، ١٤ ، ١٥ ، ١٥

الحل : إذا استخدمنا فكرة القانون الأول

$$ع^{٢} = \frac{مجـ (س - \bar{س})^{٢}}{ن}$$

وجب علينا فى البداية أن نحسب المتوسط

$$\bar{س} = \frac{٩ + ١٠ + ١١ + ... + ١٥}{٨}$$

$$\bar{س} = ١٢,٥٠$$

إذن $ع^٢ = \frac{(٩ - ١٢,٥)^٢ + (١٠ - ١٢,٥)^٢ + ... + (١٥ - ١٢,٥)^٢}{٨}$

$$ع^٢ = \frac{(-٣,٥)^٢ + (-٢,٥)^٢ + ... + (٢,٥)^٢}{٨}$$

$$ع^٢ = \frac{٣٨}{٨}$$

$$= ٤,٧٥$$

ويمكننا استخدام القانون الثانى

$$ع^٢ = \frac{١}{ن}\left[مجـ س^٢ - \frac{(مجـ س)^٢}{ن}\right]$$

$$= \frac{١}{٨}\left[(٩)^٢ + (١٠)^٢ + (١١)^٢ + ... + (١٥)^٢ - \frac{(١٠٠)^٢}{٨}\right]$$

$$= \frac{١}{٨}\left[١٢٨٨ - \frac{١٠٠٠٠}{٨}\right]$$

$$= \frac{١}{٨}\left[١٢٨٨ - ١٢٢٥\right]$$

$$= \frac{١}{٨} \times ٣٨$$

$$= ٤,٧٥$$

وهى نفس النتيجة التى حصلنا عليها بالطريقة الأولى .

ملاحظات هامة :

١- مجموع انحرافات الدرجات عن متوسطها قيمة منعدمة

$$مجـ (س - \bar{س}) = صفر$$

٢- مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها ($\bar{س}$) أقل من مجموع انحرافات الدرجات عن أى قيمة أخرى (م) .

$$مجـ (س - \bar{س})^٢ < مجـ (س - م)^٢$$

سواء كانت م أقل من المتوسط أو أكبر من المتوسط .

وهذه الخاصية هي ما عرفت بخاصية المربعات الصغرى Least Square التي يستفاد منها في بعض المداخل الإحصائية . والانحراف المعياري شأنه شأن المتوسط يمثل مربعه (التباين) أقل مربع يمكن الحصول عليه ، ويكون له خاصية المربعات الصغرى أيضا .

٣- قيمة المتوسط تتأثر بكل درجة من الدرجات المحسوب منها ، فقيمة المتوسط تتغير إذا تغيرت قيمة واحدة من هذه الدرجات ، وهذا ما يجعلنا نقول : إنه يتأثر بالقيم المتطرفة ، وخاصة إذا جاءت هذه القيم في أحد أطراف التوزيع بحيث لا تتوازن مع قيمة أخرى بالطرف الاخر . وهذا ما يجعل استخدام المتوسط موضع شك أحيانا ويجب استبداله بمقياس نزعة مركزية اخر مثل الوسيط والمثال التالي يوضح تلك المشكلة .

نفرض أن دخول عدد موظفي مؤسسة كما يلي :

١٢٠ ، ١٣٠ ، ١٣٠ ، ١٥٠ ، ١٤٠ ، ١٧٠ ، ١٤٠ .

فإن متوسط دخول هؤلاء الموظفين ١٤٠ جنيها .

ونفرض زيادة مرتب الموظف الأخير إلى ٤٢٠ .

فأصبحت رواتب الموظفين :

١٢٠ ، ١٣٠ ، ١٣٠ ، ١٥٠ ، ١٤٠ ، ١٧٠ ، ٤٢٠

فإن متوسط الدخول لهؤلاء الموظفين تصبح ١٨٠ جنيها

ويلاحظ أن المتوسط في الحالة الأولى يقع بالفعل في منتصف التوزيع ، بينما المتوسط في الحالة الثانية أكبر من درجات جميع الموظفين الآخرين الذين لم يرتفع مرتبهم . وهذا يؤدي بنا إلى التشكك من استخدام المتوسط كمقياس للنزعة المركزية .

إن المتوسط في حالتنا السابقة أعلى من الرواتب الشهرية الممنوحة في المؤسسة ، وذلك بخصوص أكثر من ٨٥٪ من موظفي هذه المؤسسة ، وهنا يفضل الاعتماد على الوسيط كمقياس للنزعة المركزية .

وإذا علمنا أن رئيس مجلس إدارة المؤسسة السابقة يحصل على مرتب لم نستطع التوصل إليه ، ولكن معلوماتنا إنه أكثر من ١٠٠٠ جنيه شهرياً

فإن حذف مرتب هذا الشخص عند حسابنا لمتوسط مرتبات العاملين بالمؤسسة يجعل نتائجنا متحيزة . ولذلك لا يصلح استخدام المتوسط هنا كمقياس للنزعة المركزية ، ويكون المقياس المناسب هو الوسيط . ويتأثر الانحراف المعيارى بالعوامل التى يتأثر بها المتوسط والتى سبق توضيحها وبطبيعة الحال يتأثر التباين لأنه مربع الانحراف المعيارى .

ولذلك لا ينصح باستخدام المتوسط والانحراف المعيارى والتباين فى الحالات التى تظهر فيها درجات متطرفة تطرفاً شديداً أو كان التوزيع ملتويا التواء شديداً .

٤- إضافة مقدار ثابت (بالجمع أو الضرب) على الدرجات أو حذف مقدار ثابت (بالطرح أو القسمة) من الدرجات يجعل مقاييس النزعة المركزية الثلاثة (المتوسط أو الوسيط أو المنوال) تزيد أو تنقص بنفس المقدار . ونعبر عن ذلك بأن مقاييس النزعة المركزية تتأثر بالتحويلات الخطية التى تطرأ على القيمة الأصلية .

ولا يتأثر الانحراف المعيارى نهائيا بما سبق مما يسهل علينا إجراء الحذف أو الإضافة لتسهيل الإجراءات الحسابية للحصول على الانحراف المعيارى أو التباين ؛ لأنه مربع الانحراف المعيارى .

٥ – المتوسط للعينة أفضل مقاييس النزعة المركزية لتقدير النزعة المركزية للمجتمع الأصل والانحراف المعيارى للعينة أفضل مقاييس التشتت لتقدير التشتت فى المجتمع الأصل فالمتوسط والانحراف المعيارى أكثر ثباتا مع اختلاف العينات الممثلة للمجتمع الأصل وهذا ما جعل الإحصائيين يعتمدون عليهما فى مجال الإحصاء الاستدلالى ، فلو جاء باحث بعينات عشوائية ممثلة ، كل منها مثلا ضعف العينة الكبيرة أى ٦٠ مفحوصا أو أكثر وحسب متوسطات هذه العينات ، وكذا الوسيطات وكذ المنوالات وكذا المدى فى كل عينة والانحراف المعيارى . فإنه سوف يجد أن قيم متوسطات العينات تميل إلى التشابه فى معظم هذه العينات أكثر من باقى مقاييس النزعة المركزية ، كذلك سوف يجد أن قيم الانحرافات المعيارية تميل إلى التشابه أكثر من المدى مثلا .

٦- التباين ، كما هو معروف ، مربع الانحراف المعيارى ، وبالرغم من ذلك فمفهوم الانحراف المعيارى وتفسير البيانات فى ضوءه أكثر تفضيلا ورواجا على الرغم من أن كلا منهما يشتق من الاخر . ويعتبر الاعتماد على أحدهما عند عرض النتائج بمثابة تعامل مع أحد وجهى عملة واحدة . وعلى أى حال فالتباين من المفاهيم الرئيسية فى التصميمات التجريبية .

٩ – معامل الاختلاف : Coefficient of Variation

نعلم أن الانحراف المعيارى أحد مقاييس التشتت ، وتتوقف قيمته على المقياس المستخدم وطبيعة درجاته ، فربما هو انحراف معيارى لدرجات التوافق النفسى لدى مجموعة طالبات المرحلة الثانوية ، وربما انحراف معيارى لأوزانهن .

وتكون مقارنة الانحراف المعيارى لدرجات التوافق بالانحراف المعيارى للأوزان مقارنة خاطئة نظراً لاختلاف وحدات القياس رغم أنها لنفس العينة .

فالانحراف المعيارى لمجموعة من الطالبات بخصوص متغير ما قد لايمكن مقارنته بالانحراف المعيارى لمجموعة من الطلبة الا بخصوص نفس المتغير .

ولنفرض أن متوسط درجات الطالبات فى القلق ٨٦ بينما متوسط درجات الطلبة ١٢٤ وجاء الانحراف المعيارى فى الحالتين مساويا ٩ ، فلا يجب القول هنا على الاطلاق أن تشتت درجات المجموعة الأولى يعتبر أكبر من تشتت درجات المجموعة الثانية نظراً لصغر متوسط المجموعة الأولى عن متوسط المجموعة الثانية . ولهذا فيمكن استخدام النسبة بين الانحراف المعيارى والمتوسط لتعطى فكرة عن نسبة التغير .

والنسبة بين الانحراف المعيارى والمتوسط تسمى معامل الاختلاف وعادة ما تضرب × ١٠٠ حتى يأتى الناتج فى صورة نسبة مئوية .

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{ع}{\overline{س}} \times ١٠٠$$

ولا تتوقف قيمة معامل الاختلاف على المقياس المستخدم ولا الوحدة المستخدمة أطوال أو أوزان أو أعمار أو ... أو مسافات .

وحساب معامل الاختلاف مفيد فى تصميم وتقييم التجارب حيث يمكن الاستفادة منه باستخدامه فى الحكم على مدى نجاح التجربة بعد التوصل إلى نتائجها .

وهذا الأسلوب يخلصنا من الاعتماد على مقاييس التشتت المطلق مثل الانحراف المعيارى ويتجه بنا إلى مقياس للتشتت النسبى هو معامل الاختلاف . وأحد عيوب معامل الاختلاف هو أنه يصبح عديم الفائدة عندما تكون قيمة المتوسط $\bar{س}$ قريبة من الصفر.

مثال : مصنع لإنتاج وسائل إيضاح كهربية ينتج نوعين من الوسائل ومتوسط العمر الإنتاجى لهما بالساعة $\bar{س}$ = ١٤٩٥ ، $\bar{ص}$ = ١٨٧٩ بانحرافين معياريين ٢٨٤ ، ٣١١ ما هى الوسيلة التى لها أكبر تشتت مطلق ؟ وما هى الوسيلة التى لها أكبر تشتت نسبى ؟

الحل : التشتت المطلق للوسيلة الأولى ٢٨٤

والتشتت المطلق للوسيلة الثانية ٣١١

إذن الوسيلة الثانية لها أكبر تشتت مطلق ، ولمعرفة التشتت النسبى نحسب معاملات الاختلاف .

$$\text{معامل الاختلاف للوسيلة الأولى} = \frac{ع}{\bar{س}} \times ١٠٠$$

$$= \frac{٢٨٤}{١٤٩٥} \times ١٠٠$$

$$= ١٨{,}٩٩ \ \%$$

$$\text{معامل الاختلاف للوسيلة الثانية} = \frac{٣١١}{١٨٧٩} \times ١٠٠$$

$$= ١٦{,}٥٥ \ \%$$

وبهذا فإن الوسيلة الأولى لها أكبر تشتت نسبى

١٠ - الدرجة المعيارية : Standard Score

تعرف بأنها انحراف الدرجة عن متوسط الدرجات بالنسبة للانحراف المعيارى، فالمعروف أن الانحراف المعيارى يعلن عن المسافة بين كل درجة وأخرى ، وبالتالى يمكن الاستفادة منه فى تحويل المقياس إلى مقياس فئوى (فاصل أو مسافة Interval) حين تصبح مسافات الدرجات عن المتوسط أو انحرافاتها عنه مساوية فى الواقع

لواحدات من الانحراف المعياري . وفي هذه الحالة يصبح من الممكن المقارنة بين مختلف المقاييس الفئوية أو الفاصلة على نحو مطلق بعيداً عن الدرجات الخام . إن تحويل الاختبار إلى مقياس فئة أو مسافة لا يحدث إلا إذا أصبحت الدرجات الخام أو انحرافاتها مضاعفات من مسافة ثابتة ، إن ذلك يتم عبر ما نطلق عليه الدرجة المعيارية التي تعطى بقانون صورته .

$$د = \frac{س - \bar{س}}{ع}$$

حيث : د : الدرجة المعيارية

س : الدرجة الخام

$\bar{س}$: متوسط الدرجات

ع : الانحراف المعياري للدرجات

والقيمة (د) تقيس الانحراف عن المتوسط بوحدات من الانحراف المعياري وهي لا تتأثر بالوحدات المستخدمة ، أطوال أو أزوان أو أعمار أو درجات تحصيل دراسي .

مثال : حصلت طالبة على درجة ٨٥ في الامتحان النهائي للرياضيات حيث جاء متوسط الطالبات اللائي أدين معها نفس الاختبار ٧٤ بانحراف معياري ١٠ وحصلت في الامتحان النهائي للكيمياء على ٣٤ حينما كان متوسط الزميلات ٢٥ درجة بانحراف معياري ٦ ففي أي المقررين كانت درجة استيعابها أعلى ؟ وإذا جاء متوسط الزميلات في اللغة العربية ١٤٢ بانحراف معياري ١٧ وحصلت الطالبة على ١٢٠ . رتب درجات الاستيعاب للمقررات الثلاثة ؟

الحل : علينا ان نحسب الدرجة المعيارية في كل حالة .

في الرياضيات :

$$د = \frac{س - \bar{س}}{ع}$$

$$د = \frac{٨٥ - ٧٤}{١٠} = ١,١٠$$

في الكيمياء :

$$د = \frac{٣٤ - ٢٥}{٦} = ١,٥٠$$

وعلى هذا فالطالبه استيعابها النسبى أعلى فى الكيمياء .

أما فى اللغة العربية :

$$د = \frac{١٢٠ - ١٤٢}{١٧}$$

$$د = \frac{- ٢٢}{١٧} = - ١,٢٩$$

ومن خلال مقارنة الدرجات المعيارية فى المواد الثلاث ، نلاحظ أن الكمياء تأتى فى المرتبة الأولى بينما اللغة العربية تأتى فى المرتبة الثالثة .

لاحظ أن الاشارة السالبة لقيمة الدرجة المعيارية لمادة اللغة العربية تعنى إنها أقل من أى قيمة أخرى من الدرجات المعيارية السابقة . حتى وأن بدت عدديا إنها أعلى

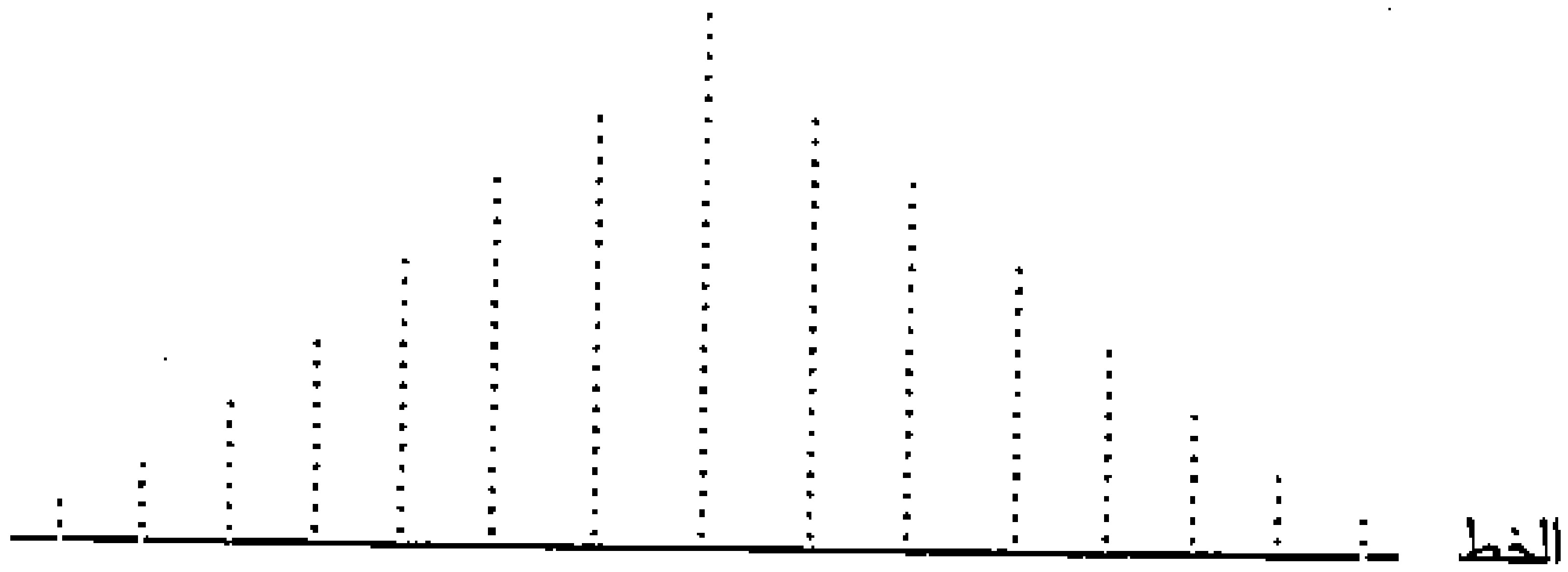
١١ - التوزيع الطبيعي والتوزيع الطبيعي المعياري

Normal Distribtion and Standard Normal Distribution

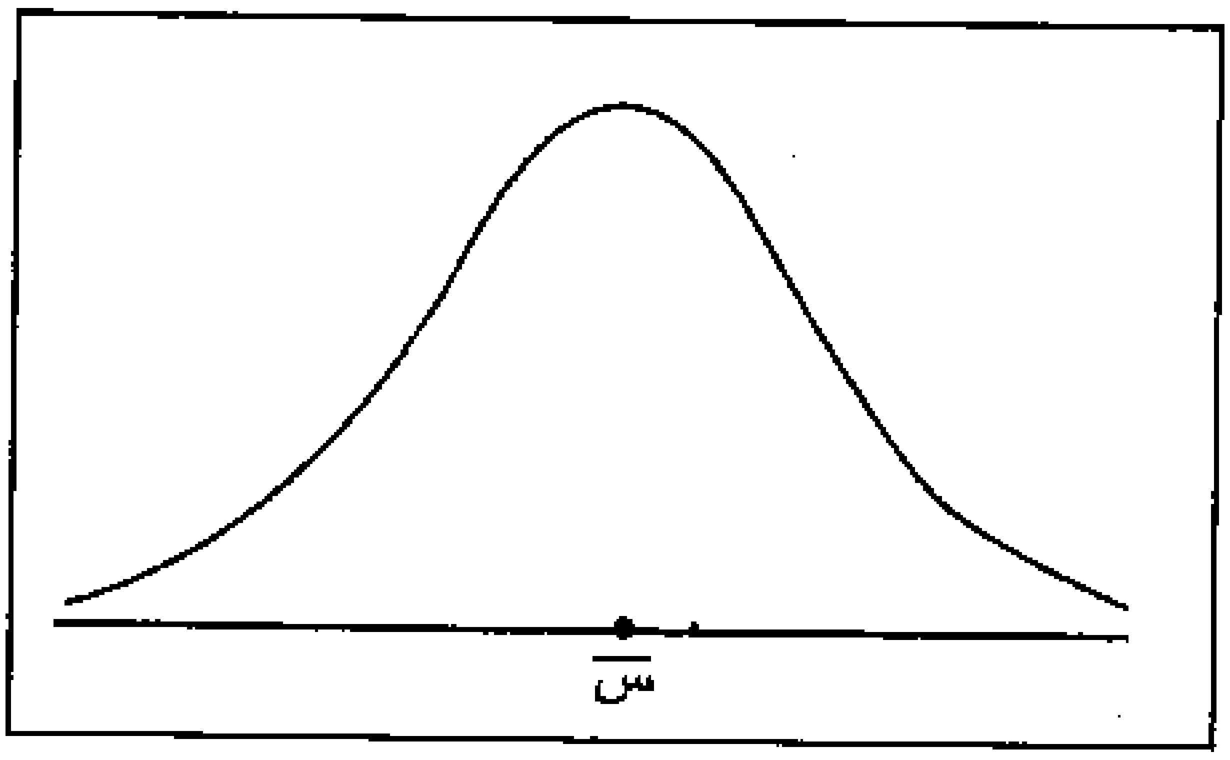
يعتبر التوزيع الطبيعى أو الذى نسميه الاعتدالى من أهم التوزيعات المتصلة Conteneuous Distribution ومن أهم التوزيعات الاحتمالية Probabilty فى علم الإحصاء لأنه يمثل كثيراً من الظواهر الطبيعية التى تقابلنا فى الحياة العملية مثل الأعمار والأطوال ودرجات الحرارة ودرجات الامتحان ونسب ذكاء الأطفال فى المرحلة الابتدائية وأخطاء القياسات .. وغيرها .

والتوزيع الطبيعى أو المنحنى الاعتدالى يبدو شكله إذا تصورنا عدداً كبيراً جداً من الناس ، مجتمعين ، ومصفوفين تبعا للطول . بحيث يقف ذوو الطول الواحد وراء بعضهم ، فعند الوسط ، أو قريباً منه حيث يظهر ذوو الطول المتوسط ، تطول الصفوف بعيداً إلى الخلف ، بينما تقصر الطوابير قرب نهايتى الخط الذى اصطفوا أمامه حيث يقف قصار القامة وطوال القامة ، حتى إنه عند أقصى نهايتى الخط ، قد نجد أن بعض

الأفراد لا يقف وراءهم أحد ومنظر هذه الصفوف (الطوابير) ، إذا نظرنا له من مكان مرتفع جداً أو من طائرة تعلو هذا الحشد من الناس يظهر بالصورة التالية :



ويسمى الشكل السابق المنحنى الاعتدالى أو الطبيعى ، وهذا الشكل يمكن أن نحصل عليه أيضاً إذا قسنا طول كل فرد بالفعل فنحصل على بيانات خاصة بأطوال هذا الحشد الكبير من الناس ونرسم هذه البيانات بيانيا بالطرق التى عرفناها فى الإحصاء الوصفى . والمنحنى الاعتدالى له أهمية كبيرة فى مجال الإحصاء فى العلوم الإنسانية وله تطبيقات لها أهميتها فى هذا المجال .



وهذا المنحنى يعطى بمعادلة توصل إليها العالم الألمانى جاوس على الصورة

$$\text{د}(\text{س}) = \frac{1}{\text{ع}\sqrt{2\,\text{ط}}}\ \text{هـ}^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\text{س} - \bar{\text{س}}}{\text{ع}}\right)^{2}}$$

حيث أن

$$\infty > \bar{س} > -\infty$$

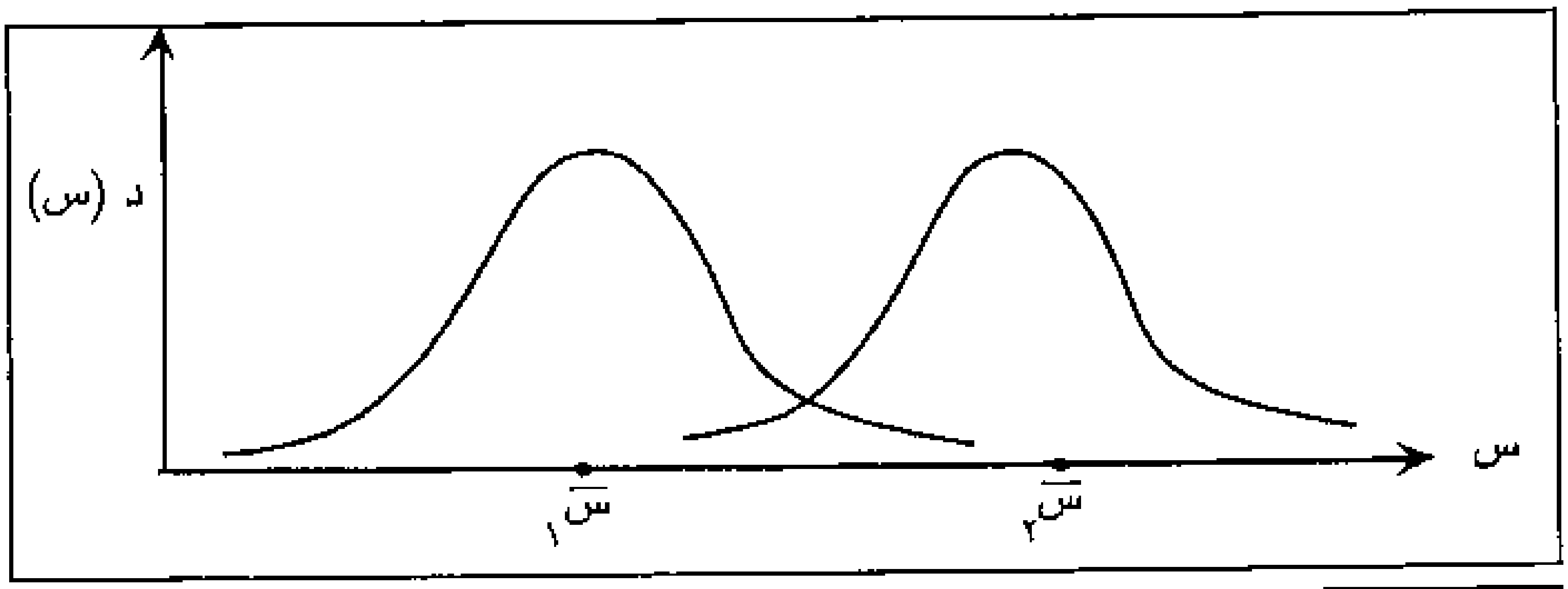
$$\infty \geq ع > صفر$$

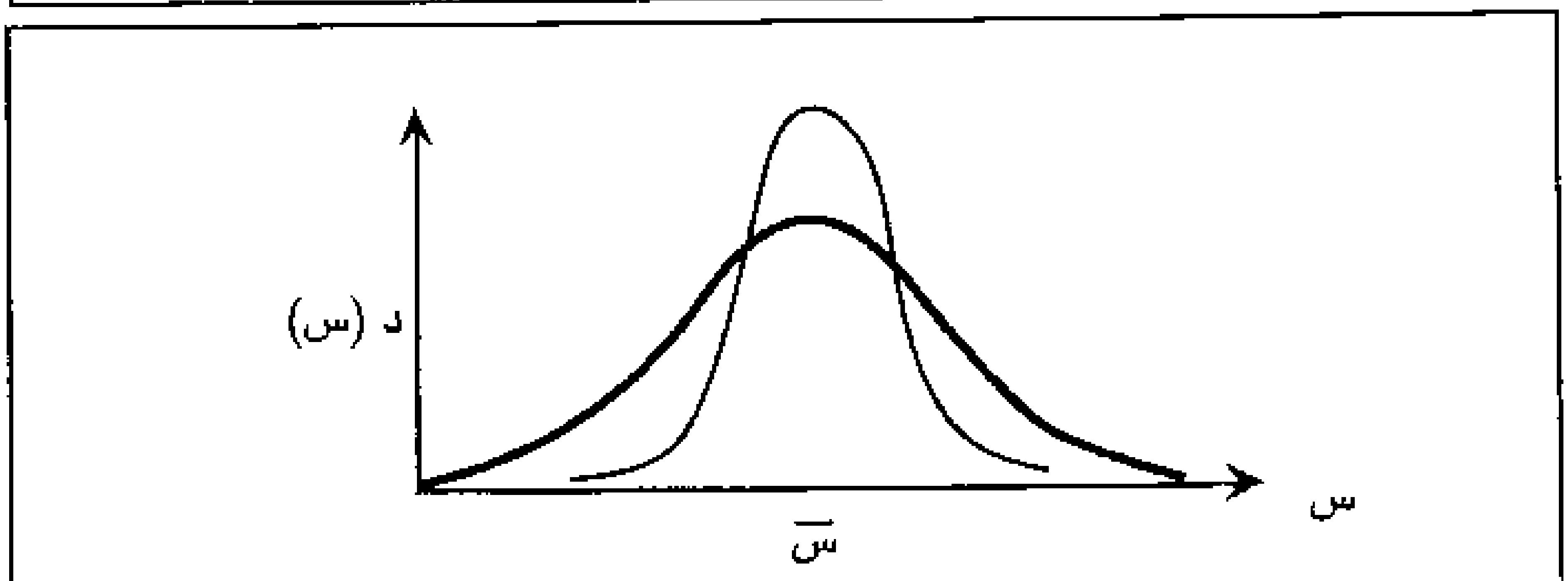
$ط = ٣,١٤$ مقدار ثابت

$هـ = ٢,٧٢$ مقدار ثابت

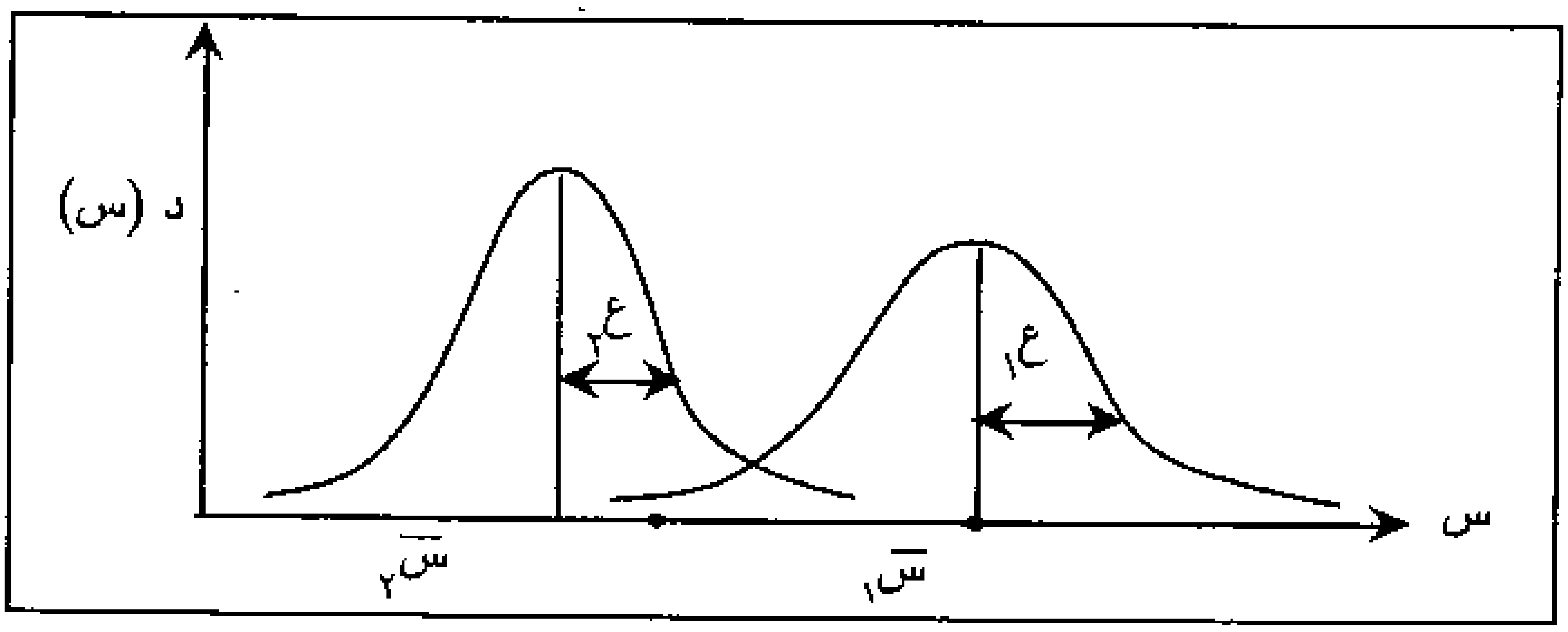
وتستعمل هذه المعادلة فى رسم المنحنى الطبيعى الذى يشبه شكل الجرس وهو متماثل حول العمود المقام على النقطة $س = \bar{س}$ ، ويتقارب من الصفر على الجهتين عندما $س \leftarrow \infty$ ، $س \leftarrow -\infty$.

أما $\bar{س}$ فتعين مركز التوزيع وهى قيمة متوسط البيانات ، ع تعين انحرافه المعيارى . فإذا تحركت س إلى اليمين أو إلى اليسار انتقل مركز التوزيع فقط ولايتغير شكل المنحنى ، أما إذا تغيرت ع وبقيت $\bar{س}$ نفسها فإن تشتت وتباعد المنحنى حول المركز يقل كلما صغرت ع أما إذا تغيرت $\bar{س}$ ، ع فإن مركز التوزيع يتغير ، وتباعد المنحنى حول المركز يتغير كذلك . ويوضح ذلك الأشكال التالية :





$ع_2 > ع_1$



ويمكن إجمال خواص التوزيع الطبيعى فيما يلى :

١- التوزيع الطبيعى متماثل حول العمود المقام على المتوسط $\bar{س}$ وشكله يشبه الجرس .

٢- للتوزيع الطبيعى قمة واحدة ، وبذلك فله منوال واحد وكذلك وسيط واحد ينطبق على $\bar{س}$.

٣- يتقارب طرفا منحنى التوزيع الطبيعى من الصفر عندما $س \leftarrow \infty$ ، $س \leftarrow -\infty$.

٤- المساحة أسفل منحنى التوزيع الطبيعى تساوى ١ واحد صحيح .

٥- هناك نسب معينة من المساحة الواقعة ضمن أى عدد من الانحرافات المعيارية عن المتوسط فيلاحظ أن :

٦٨ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة ($\bar{س}$ + ع ، $\bar{س}$ - ع)

٩٥ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة ($\bar{س}$ + ١,٩٦ ع ، $\bar{س}$ - ١,٩٦ ع)

٩٩ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة ($\bar{س}$ + ٢,٥٨ ع ، $\bar{س}$ - ٢,٥٨ ع)

وعندما نعبر عن المتغير س فى معادلة التوزيع الطبيعى بدلالة الدرجات المعيارية د = $\frac{س - \bar{س}}{ع}$ فإن المعادلة تتحول إلى شكل يسمى الصورة

القياسية أو المعيارية للتوزيع الطبيعي ، ونطلق عليه عندئذ التوزيع الطبيعي المعياري متوسطه صفر وانحرافه

$$ص = \frac{1}{\sqrt{2ط}} هـ^{-\frac{د^2}{2}}$$

حيث متوسط الدرجات المعيارية صفر وانحرافها المعياري = ١

وعندها تكون نسب المساحة الواقعة ضمن أي عدد من وحدات الانحراف المعيارية عن المتوسط كما هي إلا أن قيم ع = ١

ويتضح من منحنى التوزيع الطبيعي المعياري أن غالبية قيم (د) تقع داخل الفترة (٣ ، -٣) وإنه نادرا ما نجد قيمة (د) خارج هذه الفترة . ويمكن إيجاد قيمة الاحتمال (د) من جداول إحصائية حيث أن قيمة (د) تدل على احتمال أو مساحة مناظرة .

١٢ – الأخطاء المعيارية للإحصاءات وفترات الثقة :

Confidence Intervals

يزداد اقتراب إحصاءات العينات من بارامترات المجتمع الأصل ، كلما زاد عدد أفراد تلك العينات ، حتى تنطبق تلك الإحصاءات على البارامترات عندما يصبح عدد أفراد العينة مساويا لعدد أفراد المجتمع الأصل ، أي عندما تصبح العينة أصلا . وتزداد ثقتنا في إحصاءات العينة كلما اقتربت من بارامترات المجتمع ، أو كلما كان تذبذبها حول بارامترات المجتمع الأصل ضيقًا . أو بمعنى آخر كلما كان انحرافها عن بارامترات المجتمع الأصل صغيراً .

ويقاس هذا الانحراف بأهم مقاييس التشتت وهو الانحراف المعياري للمتوسطات والإحصاءات الأخرى ، ونطلق على هذا الخطأ المعياريStandard Error ونستطيع أن نحدد المدى الذي تقع فيه تلك الإحصاءات اعتماداً على تلك الأخطاء المعيارية التي يمكن حسابها لكل إحصاءة ، لتحدد مدى ثقتنا فيها ، فالمدى الذي يمتد من – ع إلى +ع يختلف عن المدى الذي يمتد من -٢ع إلى +٢ع ... وهكذا نستطيع أن نستطرد في تحديد هذا المدى إلى المستوى الذي يقرر الثقة في تلك الإحصاءات ، ويسمى ذلك بحدود الثقة .

ويمعنى اخر إنه لا يمكن مطلقا التنبؤ بالبارامترات للمجتمع الأصل من معرفة الإحصاءات للعينة مهما أحكم اختيار تلك العينة . ولكن الباحث يستطيع أن يضع حدوداً للقيمة المتوقعة أو فترات في المجتمع الأصل ، ويقرن هذه الحدود بنسبة إحصائية تسمى نسبة الثقة .

فإذا أردنا نسبه ثقة ٦٨ ٪ فإن لدينا ٣٢ ٪ شك .

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٥ ٪ فإن لدينا ٥ ٪ شك .

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٩ ٪ فإن لدينا ١ ٪ شك .

إن التوزيع التكراري للمتوسط مثلا يميل إلى أن يكون اعتداليا ، وبما أن المساحة الاعتدالية المحصورة بين – ع ، + ع أسفل هذا التوزيع الاعتدالي تساوى ٦٨ ٪ تقريبا ، كما يدل جدول المساحات المعيارية . وبذلك تصبح المساحة الاعتدالية الباقية أسفل المنحنى ٣٢ ٪ .

ومن هنا تكون النسبة بين المساحة أسفل المنحنى المحصورة بين – ع ، + ع إلى المساحة الباقية أسفل المنحنى هي :

٦٨ ٪ : ٣٢ ٪

أى ٢ : ١

أى أن نسبة احتمال وجود متوسط المجتمع الأصل في هذا المدى إلى احتمال عدم وجوده في هذا المدى ٢ : ١

ونستطيع أن نرتفع بحدود ثقتنا من ٦٨ ٪ : ٣٢ ٪ إلى ٩٥ ٪ : ٥ ٪ أى ٩٥ ٪ ثقة إلى ٥ ٪ شك أو نرفع حدود ثقتنا إلى ٩٩ ٪ : ١ ٪ أى ٩٩ ٪ ثقة إلى ٥ ٪ شك .

ونعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالي التي تمتد من – ١ ع إلى + ١ ع تقريبا ٦٨ ٪ .

نعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالي التي تمتد من ١,٩٦ ع إلى + ١,٩٦ ع تقريبا ٩٥ ٪ .

ونعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالي التي تمتد من – ٢,٥٨ ع إلى +٢,٥٨ ع تقريبا ٩٩ ٪ .

ونستطيع أن نرتفع بحدود الثقة من ٢ : ١ إلى ٩٥ : ٥ أى إلى ٩٥ ثقة إلى ٠٥, شك ، وذلك إذا ضربنا الخطأ المعياري × ١,٩٦ لأن المساحة المعيارية التي تمتد من

-١,٩٦ درجة معيارية إلى + ١,٩٦ درجة معيارية (أو انحراف معيارى فى المنحنى الاعتدالى) تساوى تقريبا ٩٥ ٪ من المساحة الكلية للمنحنى الاعتدالى المعيارى . وهكذا نرى أن المدى الذى يمتد من :

المتوسط ± الخطأ المعيارى × ١,٩٦

يجعل نسبة ثقتنا ٩٥ ٪ فى وجود المتوسط فى هذا المدى ودرجة الشك ٥ ٪ وعموما فإن :

أ - الإحصاءة ± الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٦٨ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ٣٢ ٪ شك .

ب- الإحصاءة ± ١,٩٦ الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٩٥ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ٥ ٪ شك .

جـ- الإحصاءة ± ٢,٥٨ الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٩٩ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ١ ٪ شك .

وعلى هذا الأساس يستطيع الباحث أن يتنبأ بالحدين اللذين يقع بينهما المعلم الحقيقى . فإذا وصل باحث إلى أن العمر ٤٨ سنة هو متوسط أعمار الوفيات لعينة عشوائية من المتوفين ، فلا شك أنه توصل إلى إحدى القيم المحتملة لمتوسط أعمار الوفيات فى المجتمع الأصل ومن المحتمل أن يكون المتوسط قيمه أخرى تختلف عن ذلك ، ومدى بعد أو قرب القيم الأخرى عن المتوسط الحقيقى للمجتمع يتوقف على مدى الثقة التى يود الباحث أن يلتزم بها . فإذا قبل الباحث أن يتسامح بنسبة خطأ قدرها ٥ ٪ من الفرص المحتملة لجميع القيم التى يأخذها المتوسط ، فإن المدى الذى يحدده للمتوسط بناء على ما تقدم يكون :

٤٨ ± ١,٩٦ الخطأ المعيارى للمتوسط

وإذا قبل أن يتسامح فى ١ ٪ من الفرص المحتملة فإن المدى الذى يحدده للمتوسط بناء على ما تقدم يكون :

٤٨ ± ٢,٥٨ الخطأ المعيارى للمتوسط

وهكذا فإنه كلما قبل الباحث نسبة أقل من الخطأ فى الفرص المحتملة الحدوث كلما حدد مدى أكثر اتساعاً .

وقد كشفت الأبحاث الإحصائية عن الصور المختلفة للأخطاء المعيارية ، وفيما يلى القوانين التى انتهت إليها تلك الأبحاث :

١ - الخطأ المعيارى للمتوسط S.E.Mean :

انتهت الدراسات إلى قياس الخطأ المعيارى للمتوسط اعتماداً على الانحراف المعيارى للعينة المختارة وعدد أفرادها بقانون على النحو التالى :

$$ع_{\bar{س}} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

حيث : $ع_{\bar{س}}$: الخطأ المعيارى للمتوسط

$ع$: الانحراف المعيارى للعينة

$ن$: عدد أفراد العينة .

مثال : احسب الخطأ المعيارى والمدى الذى يقع فيه المعلم للمجتمع الأصل إذا جاء متوسط عينة حجمها ٢١٣ مفحوصا فى الدخل الشهرى $\bar{س}$ = ٣٢,٩٥ دولاراً بانحراف معيارى قدره ٩,٤٧ .

الحل :

$$ع_{\bar{س}} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

$$= \frac{٩,٤٧}{\sqrt{٢١٣}}$$

$$= \frac{٩,٤٧}{١٤,٥٩}$$

$$= ,٦٥$$

أى أن الانحراف المعيارى لمتوسطات العينات التى تنتمى إلى المجتمع الأصل الذى اخترنا منه هذه العينة يساوى ,٦٥ وهو يعبر عن الخطأ المعيارى لمتوسط هذه العينة .

ولمعرفة المدى الذى يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمكننا الاعتماد على واحدة أو أكثر من نسبة الثقة .

فإذا أردنا نسبة ثقة ٦٨ ٪ و ٣٢ ٪ شك فإن حدود المتوسط تصبح :

$\bar{س}$ ± الخطأ المعيارى

٣٢,٩٥ ± ,٦٥

أو

٣٢,٩٥ + ,٦٥ ، ٣٢,٩٥ – ,٦٥

٣٣,٦٠ إلى ٣٢,٣٠

أى أن متوسط المجتمع الأصل يمكن أن يمتد من :

٣٢,٣٠ إلى ٣٣,٦٠

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٥ ٪ و ٥ ٪ شك فإن حدود المتوسط تصبح :

$\bar{س}$ ± ١,٩٦ الخطأ المعيارى المتوسط

٣٢,٩٥ ± ١,٩٦ × ,٦٥

أو

٣٢,٩٥ + ١,٩٦ × ,٦٥ ، ٣٢,٩٥ – ١,٩٦ × ,٦٥

٣٢,٩٥ + ١,٢٧ ، ٣٢,٩٥ – ١,٢٧

٣٤,٢٢ ، ٣١,٦٨

أى أن المدى الذى يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمتد من ٣١,٦٨ إلى ٣٤,٢٢

٢ – الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى :

$$ع_ع = \frac{ع}{\sqrt{٢ ن}}$$

حيث

$ع_ع$: الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى

ع : الانحراف المعيارى للعينة .

ن : عدد أفراد العينة .

مثال : فى المثال السابق ، احسب الخطأ المعيارى وحدود هذا الانحراف .

الحل :

$$ع_ع = \frac{ع}{\sqrt{٢ ن}}$$

$$= \frac{٩,٤٧}{\sqrt{٢ \times ٢١٣}}$$

$$= \frac{٩,٤٧}{٢٠,٦٤}$$

$$= ,٤٦$$

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٩٪ و ٥٪ شك فإن حدود الانحراف المعيارى تكون :

ع ± ٢,٥٨ الخطأ المعيارى المتوسط

٩,٤٧ ± ٢,٥٨ × ,٤٦

أو

٩,٤٧ + ٢,٥٨ × ,٤٦ ، ٩,٤٧ − ٢,٥٨ × ,٤٦

٩,٤٧ + ١,١٩ ، ٩,٤٧ − ١,١٩

١٠,٦٦ ، ٨,٢٨

أى أن المدى الذى يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمتد من ٨,٢٨ إلى ١٠,٦٦ .

٣ – الخطأ المعيارى للوسيط :

واتضح أنه يقدر بـ $\frac{٥}{٤}$ من الخطأ المعيارى للمتوسط .

$$ع_{ط} = \frac{١,٢٥٣٣ ع}{\sqrt{ن}}$$

حيث

$ع_{ط}$: الخطأ المعيارى للوسيط

ع : الانحراف المعيارى للعينة

ن : عدد أفراد العينة .

٤ – الخطأ المعيارى للنسبة :

إذا أجابت عينة مكونة ٨٧ طالبا على سؤال ، فاتضح أن ٦١ منهم جاءت إجاباتهم صحيحة ، ٢٦ جاءت إجاباتهم غير صحيحة .

فإن نسبة الاستجابات الصحيحة $أ = \frac{٦١}{٨٧} = ٠,٧٠$

ونسبة الاستجابات الخاطئة $ب = \frac{٢٦}{٨٧} = ٠,٣٠$

ويكون الخطأ المعيارى للنسبة معطى بالقانون

$$ع_{أ} = \sqrt{\frac{أ \times ب}{ن}}$$

حيث

$ع_{أ}$: الخطأ المعيارى لنسبة الاستجابات الصحيحة

أ : نسبة الاستجابات الصحيحة

ب : نسبة الاستجابات الخاطئة .

ن : عدد أفراد العينة .

ويلاحظ أن نسبة الاستجابات الصحيحة + نسبة الاستجابات الخاطئة = ١

أى أن أ + ب = ١

ومن البيانات السابقة يكون :

$$ع_{أ} = \sqrt{\frac{٠,٧٠ \times ٠,٣٠}{٨٧}}$$

$$ع_{أ} = \sqrt{\frac{٠,٢١}{٨٧}}$$

$$= \sqrt{٠,٠٠٢٤}$$

$$ع_{أ} = ٠,٠٥$$

هذا ويتم تفسير هذا الخطأ المعيارى على نفس الفكرة التى اعتمدنا عليها فى تفسير الأخطاء المعيارية السابقة .

٥ – الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات :

التوزيع التكرارى لفروق المتوسطات، يميل إلى أن يكون اعتداليا ، وبخاصة إذا كثر عدد أفراد كل عينة فأصبح ٣٠ فرداً فأكثر .

ويخضع الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات لنفس التفسيرات الإحصائية التى خضعت لها الأخطاء المعيارية السابقة .

وتختلف طريقة حساب الخطأ المعيارى لفروق متوسطين تبعـا لكون العينتين مستقلتين (مثل عينة من الذكور وأخرى من الإناث) أو مترابطتين (مثلما نكرر تطبيق الاختبار على نفس العينة) . وسوف يتضح هذا المعنى أكثر فيما بعد .

ويحسب الخطأ لفرق متوسطين لعينتين مترابطتين من معادلة على الصورة التالية :

$$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2} = \sqrt{\text{ع}^2_{\bar{\text{س}}_1} + \text{ع}^2_{\bar{\text{س}}_1} - 2 \times \text{ر} \times \text{ع}_{\bar{\text{س}}_1} \times \text{ع}_{\bar{\text{س}}_2}}$$

حيث

$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_1}$: الخطأ المعيارى لفرق متوسط العينة الأولى من العينة الثانية

$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_1}$: الخطأ المعيارى لمتوسط العينة الأولى $\frac{\text{ع}_1}{\sqrt{\text{ن}}}$

$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_2}$: الخطأ المعيارى لمتوسط العينة الثانية $\frac{\text{ع}_2}{\sqrt{\text{ن}}}$

ر : معامل ارتباط درجات العينة الأولى بدرجات العينة الثانية

ويمكن كتابة المعادلة السابقة اختصاراً كما يلى :

$$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2} = \sqrt{\frac{\text{ع}_1^2 + \text{ع}_2^2 - 2 \times \text{ر} \times \text{ع}_1 \times \text{ع}_2}{\text{ن}}}$$

ويجب ملاحظة أن :

$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_1 - \bar{\text{س}}_2}$ هى نفسها $\text{ع}_{\bar{\text{س}}_2 - \bar{\text{س}}_1}$

حيث ع_1 ، ع_2 : الانحرافان المعياريان للعينتين الأولى والثانية على الترتيب .

ن : حجم العينة أو عدد أزواج المشاهدات .

مثال :نفرض أن لدينا عينة من الأطفال بالصف الرابع الابتدائى ، أراد باحث تنمية القدرة اللغوية لديهم ، فأعد لذلك برنامجا عرضهم له ، وقد جمع الباحث بيانات عن هذه القدرة قبل البرنامج وبعده على النحو التالى :

عدد أطفال العينة ٤٥

متوسط درجات الأطفال قبل البرنامج = ٢٥,٧١ بانحراف معيارى ٤,٢٠

ومتوسط درجات الأطفال بعد البرنامج = ٣٢,٤٥ بانحراف معيارى ٣,٩٥

ومعامل الارتباط بين درجات الأطفال قبل التدريب ودرجاتهم بعد التدريب ٧٤,

احسب الخطأ المعيارى لفرق المتوسطين .

الحل : علينا أن نحسب الخطأ المعيارى قبل البرنامج ، وبعد البرنامج .

$$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_{١}} = \frac{\text{ع}_{١}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

$$= \frac{٤,٢٠}{\sqrt{٤٥}} = ,٦٣$$

$$\text{ع}_{\bar{\text{س}}_{٢}} = \frac{\text{ع}_{٢}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

$$= \frac{٣,٩٥}{\sqrt{٤٥}} = ,٥٩$$

بما أن $\text{ع}_{\bar{\text{س}}_{١} - \bar{\text{س}}_{٢}} = \sqrt{\text{ع}^{٢}_{\bar{\text{س}}_{١}} + \text{ع}^{٢}_{\bar{\text{س}}_{٢}} - ٢ \times \text{ر} \times \text{ع}_{\bar{\text{س}}_{١}} \times \text{ع}_{\bar{\text{س}}_{٢}}}$

$$= \sqrt{(,٦٣)^{٢} + (,٥٩)^{٢} - ٢ \times ,٧٤ \times ,٦٣ \times ,٥٩}$$

$$= \sqrt{,٤٠ + ,٣٥ - ,٥٥}$$

$$= ,٤٥$$

أى أن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين ٤٥, .

وبذلك يصبح الانحراف المعيارى لفرق متوسطى العينتين اللتين أمكن سحبهما من المجتمع الأصل هو ٤٥, .

أما الخطأ المعيارى لفرق متوسطين لعينتين غير مترابطتين (مستقلتين) يعطى من نفس المعادلة السابقة بعد وضع قيمة معامل الارتباط ر = صفر

إذن

$$ع_{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢} = \sqrt{ع^٢_{\bar{س}_١} + ع^٢_{\bar{س}_١}}$$ للعينتين المستقلتين

حيث

$ع_{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢}$: الخطأ المعيارى لفرق متوسط العينة الأولى من العينة الثانية

$ع_{\bar{س}_١}$: الخطأ المعيارى لمتوسط العينة الأولى $\frac{ع_١}{\sqrt{ن_١}}$

حيث $ن_١$ حجم العينة الأولى

$ع_{\bar{س}_٢}$: الخطأ المعيارى لمتوسط العينة الثانية $\frac{ع_٢}{\sqrt{ن_٢}}$

حيث $ن_٢$ حجم العينة الثانية

٦- الخطأ المعيارى لفروق الانحرافات المعيارية :

على نفس النحو السابق نجد أن هناك خطأ معيارياً لفرق الانحرافين المعياريين المترابطين وهناك خطأ معيارى لفرق الانحرافين المعياريين المستقلين .

ففى حالة العينتين المترابطتين :

$$ع_{ع_١ - ع_٢} = \sqrt{ع^٢_{ع_١} + ع^٢_{ع_٢} - ٢ \times ر^٢ \times ع_{ع_١} \times ع_{ع_٢}}$$

حيث

$ع_{ع_١ - ع_٢}$: الخطأ المعيارى لفرق الانحرافين المعياريين $ع_١$ ، $ع_٢$

$ع_{ع_١}$: الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى $ع_١$

$ع_{ع_٢}$: الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى $ع_٢$

$ر^٢$: مربع معامل الارتباط بين درجات التطبيق الأول ودرجات التطبيق الثانى (العينة الأولى بالعينة الثانية)

ويمكن أن يكتب اختصاراً على النحو التالى :

$$\text{ع}_{\text{ع}_2 - \text{ع}_1} = \sqrt{\text{ع}_1^2 + \text{ع}_2^2 - 2 \times \text{ر}^2 \times \text{ع}_1 \times \text{ع}_2}$$

ويكون الخطأ المعيارى فى حالة عينتين مستقلتين (غير مترابطتين) كما يلى:

$$\text{ع}_{\text{ع}_2 - \text{ع}_1} = \sqrt{\text{ع}_{\text{ع}_1}^2 + \text{ع}_{\text{ع}_2}^2}$$

حيث وضعنا ر^2 = صفر فى قانون العينات المترابطة .

ملاحظة :

١- كـان من المفـروض أن نحـسب قـيم الأخطاء المعـيـارية اعـتـمـاداً على الانحرافات المعيارية للمجتمع الأصل ، ولما كان من الصعب أو من المتعذر غالباً معرفة بارامترات المجتمع الأصل ، فإن إيجاد قيمة لهذه الأخطاء ولو تقريبيـة تظل ذات فائدة وبخاصـة إذا كـان اختيـار العينة أو العينات التى ستستخدم فى حسابه قد تم على أسس علمية صحيحة . وهذا ما دفع العلماء إلى الاتفاق على أنه فى حالة عـدم مـعـرفتنا بقيمة الانحـراف المعيـارى للمجتمع الأصل ، فإننا نستعيض عنها بقيمة الانحراف المعيارى للعينة عند حسـاب قيـمـة الخطأ المعـيـارى ، ذلك الخطأ المعيـارى الذى يمثل قيـمـة الانحـراف المعيـارى للإحـصـاءات المتناظرة من عينات مـختلفة يمكن أن تسحب من المجتمع الأصل .

٢- هناك أخطاء مـعـيارية أخرى مـثل الخطأ المعيـارى لمعامل الارتبـاط والخطأ المعـيـارى لنسبـة الارتبـاط والخطأ المعـيـارى لمعـامل ارتبـاط الرتب والخطأ المعيارى لمعامل الارتباط الثنائى ولمعامل الارتباط الرباعى وغيرها .

وقد رأينا الاكتفاء بالأخطاء المعيارية التى سبق ذكرها نظراً ؛ لأنها هى مقدمات جوهرية لقضية الكتاب الحالى .

١٣ - الفروض الإحصائية : Statistical Hypothesis

تنقسم الفروض الإحصائية إلى قسمين : الأول فروض حول معلمات المجتمع Parametric Hypothesis والثانى فروض عن شكل دالة التوزيع Non Parametric Hypothesis .

وسوف نكتفى هنا بعرض فكرة الفروض حول معلمات المجتمع حيث هى محور اهتمامنا .

إن الفرض الإحصائى توقع ، أو تخمين ، أو ادعاء معين حول معلمة من معلمات المجتمع ويكون المطلوب التحقق أو اختبار صحة هذا التوقع .

فمثلا توقع باحث أن نسبة المدخنين فى المجتمع تساوى ٤٥٪ هو فرض إحصائى . وادعاء باحث أن متوسط استهلاك الخبز العادى يوميا للفرد فى مدينة ماهو ٢,٨ رغيف هو فرض إحصائى ، وتخمين باحث أن متوسط ذكاء الذكور لا يختلف عن متوسط ذكاء الإناث هو أيضاً فرضاً إحصائيا والأسلوب الذى عن طريقه نستطيع الحكم على صحة الفرض الإحصائى نطلق عليه الاختبار الإحصائى للفرض Hypothesis Testing ، فالاختبار الإحصائى هو مجموعة قواعد يمكن بواسطتها قبول أو رفض الفرض . ومقدار ثقتنا فى القرار الذى اتخذناه بالرفض أو القبول يسمى درجة الثقة ، كما أن مقدار الثقة فى القرار الذى اتخذناه بالقبول أو الرفض يسمى نسبة شك أو مستوى دلالة أو مستوى معنوية .

وعادة يصاغ الفرض الإحصائى فى صورة عدم وجود اختلاف أو عدم وجود علاقة ويسمى بالفرض الصفرى Null Hypothesis ويرمز له بالرمز (H_0) أو (ف.) .

ففى مثال الذكاء لدى الذكور والإناث يكون :

ف. : لا توجد فروق بين الذكور والاناث فى متوسط الذكاء . وإلى جانب الفرض الصفرى (ف.) يوجد فرض بديل Alternative Hypothesis ويرمز له بالرمز (H_1) أو (ف١) وهذا الفرض يجب أن يكون صحيحاً فى حالة عدم صحة (ف.) .

ثم يتم إجراء الاختبار الإحصائى وتكون نتجته إما رفض (ف.) أو قبوله . فإذا كان القرار قبول (ف.) فى مثال الذكاء ، فهذا يعنى عدم وجود اختلاف بين متوسط الذكاء لدى الذكور ومتوسط الذكاء لدى الإناث ، وأن الفروق ناتجة عن الصدفة وليست حقيقية .

إن عدم رفض الفرض الصفرى ليس معناه بالضرورة أن الفرض الصفرى صحيح ، ولكن معناه أنه لا توجد مبررات تقودنا إلى عدم صحته . كما أن رفض الفرض الصفرى يعنى أن الفرض الصفرى خطأ . وللتأكد من صحته أو خطئه يلزمنا دراسة جميع أفراد المجتمع الأصل موضع البحث ، ويعتبر ذلك أمراً شاقاً ومكلفاً ، وهذا ما يدفعنا إلى دراسة عينة عشوائية مأخوذة من هذا المجتمع . فإذا جاءت نتائج العينة متفقة مع الفرض الصفرى ، فإننا لا نستطيع رفضه ، وإذا كانت تختلف مع الفرض الصفرى فإننا نرفضه .

وفيما يلى سوف نعرض الفرض الصفرى و الفرض البديل للأمثلة التى سقناها فى المقدمة .

ففى مثال التدخين : نفرض أن نسبة المدخنين هى أ . فإن :

الفرض الصفرى $ف_{.}$: أ = ٤٥٪ .

والفرض البديل $ف_{١}$: أ ≠ ٤٥٪ .

وفى مثال استهلاك الخبز العادى : نفرض أن متوسط استهلاك الفرد اليومى $\overline{س}$ فإن :

الفرض الصفرى $ف_{.}$: $\overline{س}$ = ٢,٨ رغيف.

والفرض البديل $ف_{١}$: $\overline{س}$ ≠ ٢,٨ .

وفى مثال الذكاء : نفرض أن متوسط ذكاء الذكور $\overline{س_{١}}$ ومتوسط ذكاء الإناث $\overline{س_{٢}}$ فإن :

الفرض الصفرى ف : $\overline{س_{١}} = \overline{س_{٢}}$.

والفرض البديل $ف_{١}$: $\overline{س_{١}} \neq \overline{س_{٢}}$.

ملاحظة : الفرض البديل فى كل من الحالات السابقة يمكن أن يأخذ شكلا اخر

ففى مثال التدخنين يمكن أن يكون الفرض البديل $ف_{١}$: أ > ٤٥٪

وفى مثال الخبز يمكن أن يكون الفرض البديل $ف_{١}$: $\overline{س}$ > ٢,٨

وفى مثال الذكاء يمكن أن يكون الفرض البديل $ف_{١}$: $\overline{س_{١}} > \overline{س_{٢}}$

١٤ -خطأ نمط(١) وخطأ نمط(٢) : Type 1 Error Type 2 Error

إن صدق النتائج التى نحصل عليها من العينة يتوقف على درجة تمثيلها للمجتمع الأصل الذى سحبت منه . وحيث إننا نرتضى عينة لبحثنا فإننا مضطرون لقبول ما تأتى به العينة . لأننا لا نملك إلا أن نأخذ بصحة المعلومات أو البيانات التى وفرتها لنا ونستخدم ذلك فى الحكم على الفرض الخاص بالمجتمع ككل .

ومن ثم يتضح أن أى حكم أو قرار نتخذه بصدد الفرض الصفرى يحتمل الصحة أو الخطأ . ونكون بذلك أمام أربعة بدائل :

١ – أن يكون الفرض الصفرى صحيحاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بصحته فإننا نقبله ويكون القرار سليما ، أو الحكم صائبا .

٢– أن يكون الفرض الصفرى خاطئاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بصحته فإننا نقبله ويكون القرار خاطئا أو الحكم غير صائب ونسمى الخطأ فى هذه الحالة بالخطأ نمط (٢) أى أن الخطأ نمط (٢) يعنى قبول الفرض الصفرى بينما هو فى واقع الأمر خاطىء .

٣– أن يكون الفرض الصفرى صحيحاً ، وتأتى النتائج من العينة غير مؤيدة ، فإننا نرفضه ويكون القرار خاطئا ، والحكم غير صائب ونسمى الخطأ فى هذه الحالة بالخطأ نمط (١) ، أى أن الخطأ نمط (١) يعنى رفض الفرض الصفرى بينما هو فى واقع الأمر صحيح .

٤– أن يكون الفرض الصفرى خاطئاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بخطئه ، فإننا نرفضه ويكون القرار صائبا أو الحكم سليما .

ويمكن لنا تلخيص ما سبق على النحو التالى :

الفرض الصفري / القـــرار	ف . صحيح	ف . خطأ
قبول الفرض الصفري	قرار صائب	خطأ من النوع الثاني نمط (٢)
رفض الفرض الصفرى	خطأ من النوع الأول نمط (١)	قرار صائب

والهام هنا ليس التعرف فقط على مثل هذه الأخطاء ، بل أيضا التعرف على ما يجب أن نفعله للتقليل من أحجام هذه الأخطاء ، حيث أن التخلص منها تمامًا أمر متعذر.

١٥ – مستوى الدلالة Level of Significance

عند اختبار الفرض الصفرى ضد الفرض البديل علمنا أننا نكون أمام أربعة حالات أو أربعة بدائل .

واحتمال الوقوع في الخطأ نمط (١) (رفض الفرض الصفرى وهو صحيح) يسمى مستوى الدلالة ويسمى أحيانا بحجم منطقة الرفض Size of Rejection Region ويرمز له بالرمز α (تقرأ ألفا) .

أى أن α = احتمال رفض الفرض الصفرى وهو صحيح

واحتمال الوقوع فى الخطأ نمط (٢) (قبول الفرض الصفرى وهو خطأ) يرمز له بالرمز β (نقرأ بيتا) .

أى أن β = احتمال قبول الفرض الصفرى وهو خطأ .

وما يهمنا – كما سبق أن ذكرنا – هو تصغير كل من الخطأين α و β معا فى وقت واحد وهذا صعب ، مما جعل الإحصائيين يلجأون إلي تثبيت α (الذى نسميه مستوى الدلالة) عند ٠٥, ، أو ٠١, أو ٠٠١, . فإذا أخذنا α = ٠٥, فهذا يعنى احتمال الوقوع فى خطأ من النمط (١) (رفض الفرض الصفرى وهو صحيح) فى المتوسط من بين ١٠٠ حالة نجد أن ٩٥ حالة منها يكون القرار سليما والخمس حالات الباقية يكون القرار غير سليم .

ويمكن أن نلخص ما سبق على النحو التالى :

القرار \ الفرض الصفري	ف . صحيح	ف . خطأ
قبول الفرض الصفري	قرار صائب الاحتمال ١ – α	خطأ نمط (٢) الاحتمال = β
رفض الفرض الصفرى	خطأ نمط (١) الاحتمال = α	قرار صائب الاحتمال ١ – β

والقيمة ١ – β تعبر عن قوة الاختبار الاحصائى Power of Statistical test ، فقوة الاختبار تعنى قدرة الاختبار على رفض الفرض الصفرى عندما يكون فى حقيقة الأمر خاطئا ، وتكون تلك القوة فى صورة احتمال تعتمد قيمته على احتمال ارتكاب الخطأ نمط (٢) ويلاحظ أنه كلما ازداد حجم β انخفض مقدار قوة الاختبار .

وقوة الاختبار كمقدار تتراوح بين صفر ، ١ وتعتبر قوة الاختبار مقبولة فى البحوث الإنسانية حين تكون بين ٤٠, و ٦٠, . ويرى Cohen أن القوة الاختبارية التى تقل عن ٥٠, غير مقبولة .

١٦ – اختبار الفرض :

لاختبار صحة الفرض الصفرى ، وجب علينا التوصل إلى إحصاءة سوف نتعرف عليها فيما بعد مثل (ر أو R – ت أو T – ف أو F – كا٢ أو X^2) من خلال عدد من المشاهدات استخلصت من عينة عشوائية ، ويمكن التوصل لأكثر من إحصاءة من خلال عدد من المشاهدات استخلصت من عدد من العينات العشوائية المناظرة .

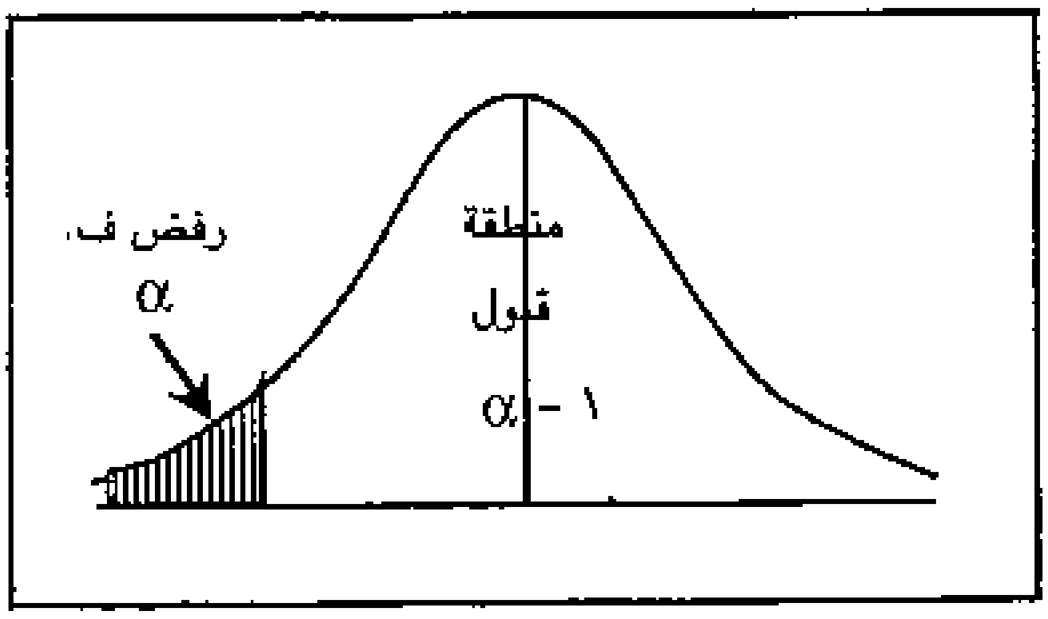
وعند الحصول على إحصاءة تمثل تقديراً لأحد معلمات المجتمع والتى يدور حولها الفرض الصفرى ، فعادة ما يكون توزيع هذه الإحصاءة معلوما . وتقسم القيم الممكنة للإحصاءة إلى قسمين : الأول يسمى منطقة قبول الفرض الصفرى وهى المنطقة التى يكون احتمال حدوث قيم الإحصاءة فيها كبيراً (١ – α) حيث يكون الفرض الصفرى صحيحا ، والثانى يسمى منطقة رفض الفرض الصفرى وهى التى يكون فيها احتمال حدوث قيم الإحصاءة صغيراً أو نادراً (α) عندما يكون الفرض الصفرى صحيحاً .

ففى مثال التدخين السابق يمكن صياغة الفرض الصفرى والفرض البديل كما يلى :

ف. : أ = ٤٥٪

ف١ : أ < ٤٥٪

إن منطقة رفض الفرق الصفرى وقيمتها (α) توضحها المساحة المظللة على يسار المنحنى .

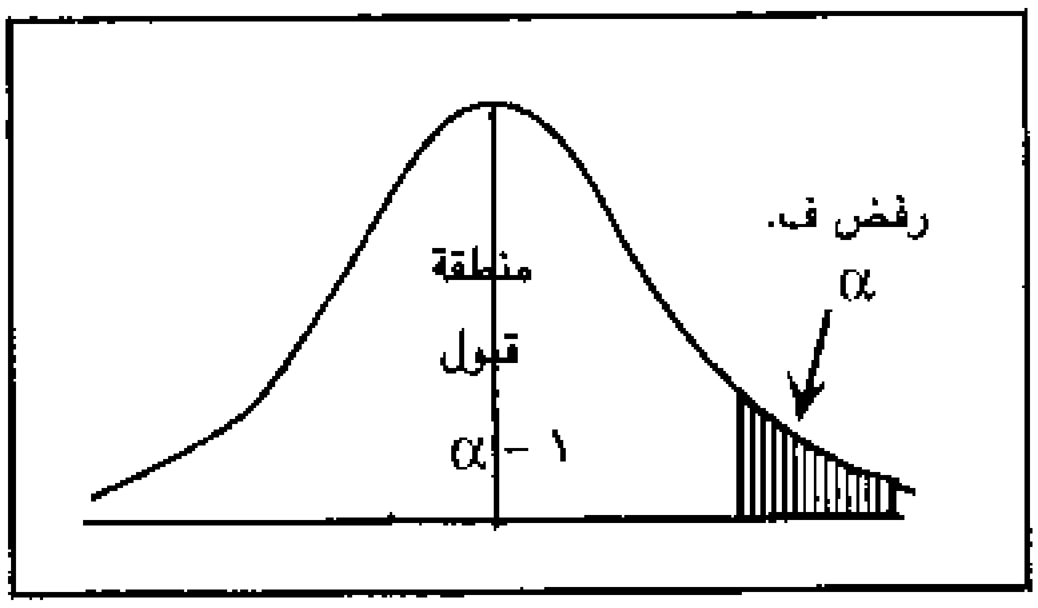


وفى مثال الخبز السابق يمكن صياغة الفرض الصفرى البديل كما يلى :

ف. : $\overline{س}$ = ٢,٨ .

ف١ : $\overline{س}$ > ٢,٨ .

إن منطقة رفض الفرض الصفرى وقيمتها (α) توضحها المساحة المظللة على يمين المنحنى .



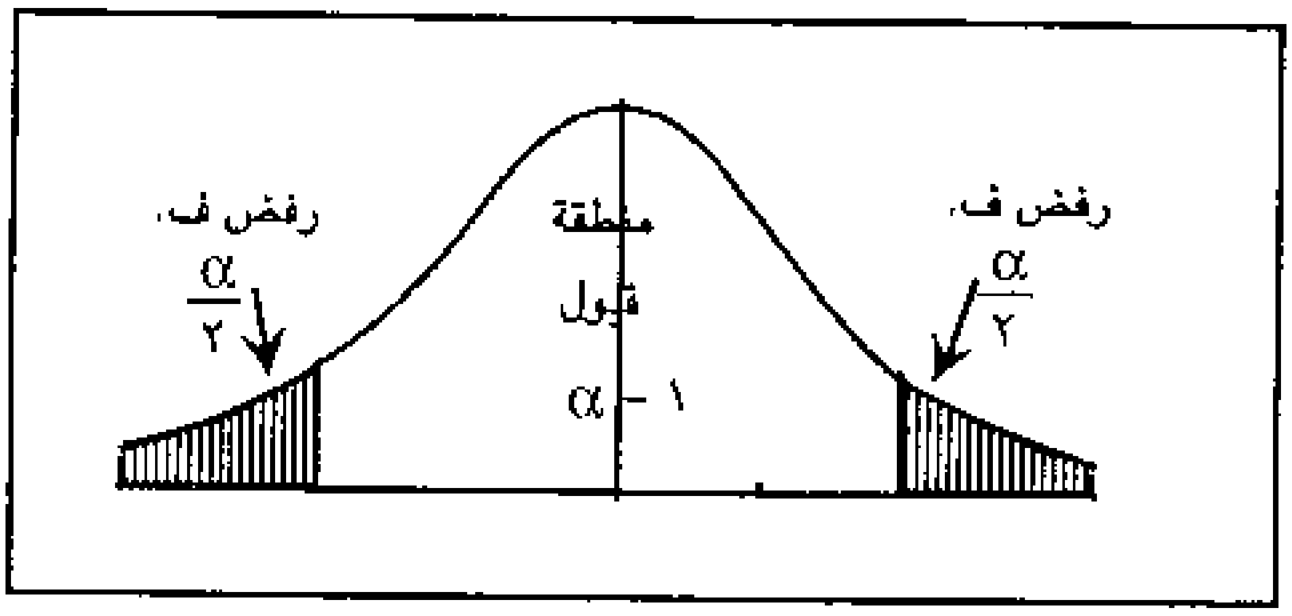
وفى الشكلين السابقين يقال أن الفرض البديل موجه ونقارن القيم المحسوبة من القانون الإحصائى مع توزيع احتمالى خاص يسمى اختبار ذى النهاية الواحدة أو الذيل الواحد One Tail Test .

وفى مثال الذكاء السابق جاءت صياغة الفرض الصفرى والفرض البديل كما يلى :

ف. : $\overline{س}_١$ = $\overline{س}_٢$.

ف١ : $\overline{س}_١$ ≠ $\overline{س}_٢$.

ويلاحظ هنا أن الفرض البديل لا يرجح أحد إلى طرفى التوزيع أو أحد الذيلين، ولذلك فمنطقة الرفض تكون على جهتى التوزيع كما يظهر من الشكل التالى :



١٧ - اتخاذ القرار :

وإذا وقعت قيمة الإحصاءه المستخرجة من العينة مثل الإحصاءه ت أو T أو الإحصاءة ف أو F في منطقة رفض الفرض الصفرى (المنطقة المظللة) في الأشكال السابقة ، فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل . أما إذا وقعت قيمة الإحصاءة في منطقة قبول الفرض الصفرى (المنطقة غير المظللة) في الأشكال السابقة ، فإننا لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ولكن يجب أن نرفض الفرض البديل.

ولمعرفة ما إذا كانت الإحصاءة المستخرجة لها دلالة إحصائية أم لا ، فقد أعدت جداول إحصائية (سوف نتعرف عليها فيما بعد) خاصة بكل إحصاءة يمكن الرجوع إليها لتحديد دلالة ما توصلنا إليه . وفي العادة تتم قراءة محتويات الجدول وفق مستويات الدلالة وبإستخدام ما يطلق عليه درجات الحرية . وعادة تكون درجات الحرية بدلالة عدد الأفراد في العينة أو في العينات أو عدد العينات ... ولكل اختبار دلالة طريقته الخاصة في تحديد درجات الحرية الخاصة به ، وسوف يتضح ذلك عند عرض كل نوع .

١٨ - نظرية شيبشف Chebyshev 's Theory

عند دراسة متغير عشوائى ، فإنه ليس كافيا معرفة القيم الممكنة له فقط . فليس من الهام فقط معرفة قيمة نسبة ذكاء تبعد عن متوسط ذكاء مجتمع بمقدار معين أو قيمة متوسط القلق لدى عينة من المراهقين إذا علم متوسطه في مجتمع المراهقين ، ولكن قد يكون المرغوب معرفة السلوك الاحتمالى لهذه القيم وغيرها .

ومن المعروف أن التباين أو الانحراف المعيارى (ع) لأى توزيع احتمالى لمجتمع يقيس مقدار التشتت وانتشار القيم حول متوسط ذلك المجتمع .

فإذا كانت قيمة الانحراف المعيارى صغيرة ، فإن احتمال الحصول على قيمة س أو $\bar{س}$ قريبة من متوسط المجتمع تكون كبيرة جداً .

واحتمال الحصول على قيمة س أو $\bar{س}$ لعينة بحيث أن هذه القيم لا تبعد إلا بمقدار صغير أقل من أو يساوى ف تكون كبيرة بحيث أن :

احتمال الحصول على قيمة س تبعد بمقدار صغير أقل من أو يساوى

$$ف \geq ١ - \frac{ع^{٢}}{ف^{٢}}$$

عندما ف > ع

واحتمال الحصول على قيمة $\bar{س}$ تبعد بمقدا صغير أقل من أو يساوى

$$ف \geq ١ - \frac{ع^{٢}}{ن \times ف^{٢}}$$

$$\text{عندما } ف > \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

حيث ع : الانحراف المعيارى للمجتمع وإذا لم يتوفر يؤخذ للعينة .

ف : الفرق بين القيمة المطلوبة ومتوسط المجتمع عدديا (القيمة المطلقة أو قيمة الفرق بدون إشارة) .

ن : عدد أفراد العينة .

مثال : إذا كان متوسط ذكاء تلاميذ المرحلة الابتدائية ١٠٢,٣ بانحراف معيارى ٨,٦ . فإذا اخذت عينة من ٤٩ تلميذا أوجد احتمال انحراف متوسط تلك العينة عن متوسط ذكاء المجتمع بأقل من أو يساوى ٣ .

الحل : ع = ٨,٦ ، ن = ٤٩ ، ف = ٣

بما أن احتمال الحصول على قيمة $\bar{س}$ تبعد بمقدار أقل من أو يساوى

$$ف \geq ١ - \frac{ع^{٢}}{ن \times ف^{٢}}$$

$$\geq ١ - \frac{(٨,٦)^{٢}}{٤٩ \times (٣)^{٢}}$$

$$\leq 1 - \frac{٧٣,٩٦}{٤٤١}$$

$$\leq 1 - ,١٧$$

$$= ٨٣$$

من المفيد توجيه الانتباه إلى أن الاحتمال الذى حسبناه ، يمكن أن يستنتج من القيمة Z التى تحسب لمعرفة دلالة الفروق بين عينة ومجتمع معلوم تباينه ، على أن تحول قيمة Z إلى مساحة أسفل المنحنى الطبيعى ، وهو ما سوف يتضح أكثر فيما بعد عن عرضنا لهذه الفكرة .

١٩ - نسبة التغير Change Ratio

وهو نوع من النسب يستخدم فى حالة مرور فترة زمنية بين قيمة ونظيرتها مثلما يحدث لمفهوم الذات قبل وبعد برنامج أعد لهذا الغرض ومثلما يحدث للدخل القومى قبل وبعد برنامج للإصلاح الاقتصادى ، ونريد معرفة ما حدث من زيادة أو نقص .

فنسبة التغير هنا يعبر عنها بأنها النسبة بين فرق التقدير خلال فترتين (فترة ما قبل البرنامج ، فترة ما بعد البرنامج) إلى التقدير فى البداية (فترة ما قبل البرنامج) مع الضرب × ١٠٠ حتى لا تبدو فى صورة رقم كسرى ، بل على شكل نسبة مئوية للتسهيل . وتأتى هذه النسبة بإشارة موجبة فى حالة الزيادة وبإشارة سالبة فى حالة النقص ، ويجب ملاحظة أن التقديرين خلال فترتين ربما كان فى صورة متوسطين أو كان فى صورة تكرارين أو فى صورة نسبتين مئويتين .

ويمكن الحصول على نسبة التغير من القانون

$$\text{ن . غ} = \frac{\text{ق}_2 - \text{ق}_1}{\text{ق}_1} \times ١٠٠$$

حيث ن . غ : نسبة التغير

ق_1 : التقدير فى الفترة الأولى (التقدير الأول)

ق_2 : التقدير فى الفترة الثانية (التقدير الثانى) .

مثال : عدد التلاميذ المقبولين بالمدرسة الإبتدائية فى محافظة ما هو ٣٥٠٠٠ عام ١٩٩٠م وأصبح ٤٥١٧٣ فى عام ١٩٩٤م ، ما هى نسبة الزيادة ؟

$$\text{ن . غ} = \frac{\text{ق}_٢ - \text{ق}_١}{\text{ق}_١} \times ١٠٠$$

$$= \frac{٤٥١٧٣ - ٣٥٠٠٠}{٣٥٠٠٠} \times ١٠٠$$

$$= ٢٩,٠٧ \ \%$$

٢٠ – معامل الالتواء ومعامل التفرطح

معامل الالتواء Skeweness:

للحكم على شكل توزيع البيانات ، نستخدم معامل الالتواء ، حيث نعرف منه مدى ابتعاد التوزيع التكرارى أو المنحنى التكرارى عن التوزيع الاعتدالى . فيدل معامل الالتواء على درجة تماثل المنحنى . فإذا كان التوزيع التكرارى غير متماثل حول متوسطه الحسابى ، نجد أن أحد طرفى المنحنى إطول من الطرف الآخر ، ويقال أن المنحنى ملتو .

فإذا كان طرف المنحنى من الجهة اليمنى أطول من طرفه فى الجهة اليسرى أى أن تكرارات القيم الكبيرة أقل ، أى المنحنى يميل إلى القيم الصغيرة ، فإننا نقول أن المنحنى موجب الالتواء ، أما إذا كان طرف المنحنى من الجهة اليسرى أطول من طرفه من الجهة اليمنى ، أى أن تكرارات القيم الصغيرة أقل ، أى المنحنى يميل إلى القيم الكبيرة ، فإننا نقول أن المنحنى سالب الالتواء .

وقد علمنا فيما سبق علاقة اعتبارية تربط مقاييس النزعة المركزية هى :

$$\text{ل} = ٣ \ \text{ط} - ٢ \ \overline{\text{س}}$$

وفى حالة كون قيمة المتوسط الحسابى أكبر من الوسيط والمنوال ، يكون التوزيع ملتو إلتواء موجب ، وفى حالة كون قيمة المنوال أكبر والوسيط أكبر من المتوسط يكون التوزيع ملتو التواء سالبا .

ونحسب معامل الالتواء من أحد القوانين الآتية :

$$\text{معامل الالتواء} = \frac{٣ \ (\overline{\text{س}} - \text{ط})}{\text{ع}}$$

وتتراوح قيمة معامل الالتواء الناتجة من هذا القانون بين + ٣ ، - ٣ وكلما اقتربت قيمة معامل الالتواء من الصفر كنا أمام منحنى أقرب إلى الاعتدالية .

وهناك قانون معامل الالتواء =

$$\frac{\bar{س} - ط}{ع}$$

وتتراوح قيمة معامل الالتواء الناتجة من هذا القانون بين +١ ، - ١ وكلما اقتربت قيمة معامل الالتواء من الصفر كنا أمام منحنى أقرب إلى الاعتدالية .

وهناك معادلة لحساب معامل الالتواء أكثر دقة ويعتمد عليها فى حزمة البرامج المشهورة Spss وهذه المعادلة هى :

$$\text{معامل الالتواء} = \frac{مجـ (س - \bar{س})^{٣}}{ع^{٣}} \times \frac{١}{ن}$$

كما أن هناك معادلة أخرى لحساب معامل الالتواء حينما لا تتوفر قيمة للانحراف المعيارى هى :

$$\text{معامل الإلتواء} = \frac{\text{الربيع الثالث + الربيع الأول – ٢ ط}}{\text{الربيع الثالث – الربيع الأول}}$$

وتتراوح قيمة معامل الالتواء بين +١ ، -١ بالمعادلتين السابقتين .

ملاحظة (١) :

قيمة معامل الالتواء تتراوح بين +٣ ، -٣ طبقاً للقانون المستخدم مثلما نرى فى القانون الأول .

وقيمة معامل الالتواء تتراوح بين +١ ، -١ عند استخدام القانون الأخير مثلا باستخدام الارباعيات .

معامل التفرطح Kurtosis:

ان درجة تحدب المنحنى عند قمته مقارنة بالمنحنى الاعتدالى يشير إلى كون المنحنى أكثر دمورا من أعلى أو مدببا Leptokurtice أو أكثر تسطحاً أو تفرطحا Platykurtic .

ويحسب معامل التفرطح بالقانون :

$$\text{معامل التفرطح} = \frac{\text{نصف المدى الربيعى}}{\text{المئينى ٩٠ – المئينى ١٠}}$$

وعلينا مقارنة القيمة الناتجة بالقيمة المشهورة ٢٦٣, وهى قيمة معامل تفرطح المنحنى الطبيعى .

مثال :

إذا كانت قيمة نصف المدى الربيعى ٦,٣٦ ، وقيمة المئينى العاشر = ٣٤,٥٤ وقيمة المئينى التسعين = ٥٨,٢٥٠ فما قيمة معامل التفرطح .

الحل :

معامل التفرطح = ٦,٣٦ ÷ (٣٤,٥٤ – ٥٨,٢٥)

= ٦,٣٦ ÷ ٢٣,٧١

= ,٢٦٨

وهى قيمة متقاربة مع معامل تفرطح المنحنى الطبيعى المشهور ٢٦٣,

ملاحظة : معامل الالتواء أكثر أهمية من معامل التفرطح . ولذلك يلزم اختبار لدلالة التوزيع من القانون .

معامل الالتواء ÷ √(٦ ÷ ن)

٢١ التحويلات : Transformations

من شروط استخدام الاحصاء الاستدلالى البارامترى التأكد من اعتدالية توزيع البيانات . فإذا كانت هذه البيانات ملتوية فلا يجب استخدام هذه الأساليب البارامترية معها ، ومن المناسب إما اللجوء إلى الاحصاء اللابارامترى المناسب أو إجراء تحويلات احصائية وهناك من الباحثين الذين يعتمدون على نوع التحويلة طبقًا لشدة التواء التوزيع كما يلى :

مع مراعاة كون القانون المستخدم لحساب معامل الالتواء يعطى نتيجة تتراوح بين + ٣ ، –٣ أو نتيجة تتراوح بين +١ ، –١ كما سبق الاشارة علينا أن نأخذ النسبة

المئوية لهذه النتيجة ونقرر :

١ – استخدام تحويله الجذر التربيعى ($\sqrt{س}$) لدرجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع متوسطة أى بين ٥٠٪ و ٦٠٪ .

٢ – استخدام تحويلة لوغارتيم (لوس) لدرجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع مرتفعة أى بين أكثر من ٦٠٪ و ٧٠٪ .

٣ – استخدام تحويلة مقلوب قيمة ($\frac{١}{س}$) درجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع شديدة أى أكثر من ٧٠٪ .

وذلك بخصوص استخدام أساليب احصائية فى مجال تصميم التجارب موضع

وحتى يأتى تحليل التباين مبينا على أساس علمى صحيح ، فقد يتطلب الأمر إجراء تحويلة على البيانات المعطاة ، وذلك قبل إجراء تحليل التباين عليها وبهدف الاقتراب من تجانس البيانات و اعتدالية التوزيع والابتعاد عن شكل البيانات التى تأتى عند رسمها ملتوية Skewed أو نحيلة القمة Leptokurtic أو مفرطحة Platykurtic وهناك العديد من التحويلات تستخدم كل منها إذا توفرت شروط محددة . وقد اهتم بهذه الفكرة Bartlett مع منتصف الثلاثينات وجاءت اقتراحات Freeman and Tukey مع منتصف هذا القرن وكذلك اراء Mosteller and Bush و Box .

وفى هذا الشأن سوف نعرض لإسهامات **Kirk** و **Broota** الأكثر دقة فى هذا الجانب .

١- تحويلة الجذر التربيعى Square Root Transformation

إذا توفرت بيانات أو درجات لكل مجموعة (عينة) من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط والتباين والانحراف المعيارى واتضح أن تباينات درجات المعالجات (المجموعات المختلفة) متناسبا مع متوسطاتها فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويلاً إلى س َ كما يلى :

$$\left.\begin{array}{l} س' = \sqrt{س + ٠,٥} \\ أو\ س' = \sqrt{س} + \sqrt{س + ١} \end{array}\right\}$$ إذا جاءت ضمن البيانات قيمة س أقل من ١٠

$$س' = \sqrt{س}$$ } إذا جاءت البيانات بقيم س لا تقل عن عشرة .

مثال : فيما يلى بيانات خاصة بثلاث مجموعات أجرى عليها التحويلة

$$س' = \sqrt{س + ٠,٥}$$

	البيانات الأصلية			البيانات بعد التحويل		
	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة
	٣	٦	١٢	١,٨٧	٢,٥٥	٣,٥٤
	صفر	٤	٦	,٧١	٢,١٢	٢,٥٥
	٤	٢	٦	٢,١٢	١,٥٨	٢,٥٥
	٢	٤	١٠	١,٥٨	٢,١٢	٣,٢٤
	٢	٧	٦	١,٥٨	٢,٧٤	٢,٥٥
المتوسط	٢,٢٠	٤,٦٠	٨,٠٠	١,٥٧	٢,٢٢	٢,٨٩
التباين	٢,٢٠	٣,٨٠	٨,٠٠	,٢٨	,٢٠	,٢٢
الانحراف المعيارى	١,٤٨	١,٩٥	٢,٨٣	,٥٣	,٤٥	,٤٧

يلاحظ أن هناك تناسباً بين التباينات والمتوسطات تقريبا ، فكلما زاد التباين يلاحظ زيادة المتوسط مما جعلنا نفكر فى تحويلة الجذر التربيعى ، كما يلاحظ أن قيمة أو أكثر ظهرت أقل من ١٠ مما يجعلنا نرتضى نوع من تحويله الجذر التربيعى .

ويلاحظ إنه قبل إجراء التحويلة كان التجانس أقل بين المجموعات المختلفة أى أن تباينات المجموعات الثلاث ليست متقاربة (سوف نعرض فيما بعد أساليب للكشف عن التجانس) ، بينما بعد إجراء التحويلة فإن التباينات أكثر تجانسا (أكثر تقاربا من بعضها من حيث القيمة) .

٢ - التحويلة اللوغاريتمية : Logarithmic Transformation

نرجح استخدامها إذا توافرت بيانات أو درجات لكل مجموعة من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط والانحراف المعيارى والتباين ، اتضح أن الانحرافات المعيارية للمعالجات (للمجموعات) تتناسب مع متوسطها أى نلاحظ أنه كلما زاد الانحراف المعيارى زاد المتوسط ، والعكس صحيح .

وربما يتطرق إلى الذهن أنه طالما هناك تناسب بين التباينات والمتوسطات ، فسوف يكون هناك تناسب بين الانحرافات المعيارية والمتوسطات ، فلماذا لم نستخدم

فكرة تحويلة الجذر ؟ نقول إن إجراء قسمة كل تباين على المتوسط وحساب النتيجة فى كل مجموعة من المجموعات وكذا إجراء قسمة كل انحراف معيارى على المتوسط وحساب النتيجة فى كل مجموعة من المجموعات ، ثم مقارنة النتائج فى الحالتين هى التى تجعلنا أكثر قبولا لتحويلة الجذر أو أكثر قبولا لتحويلة اللوغاريتم .

وفى تحويلة اللوغاريتم فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويل إلى سَ كما يلى :

سَ = لو (س + ١) } إذا جاءت ضمن القيم أصفار أو كانت صغيرة جداً

سَ = لو س } إذا جاءت القيم بدون أصفار أو غير صغيرة جداً

ويؤخذ اللوغاريتم هنا للأساس ١٠ أى $لو_{١٠}$ ويظهر على مفاتيح الالات الحاسبة المتواضعة على الشكل Log .

٣ - تحويلة المقلوب : Reciprocal Transformation

إذا توفرت بيانات أو درجات لكل مجموعة من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط و الانحراف المعيارى وحسبنا الجذر التربيعى للمتوسط ، واتضح أن هناك تناسباً بين الانحرافات المعيارية وجذور المتوسطات ، فإننا نلجأ إلى تحويلة المقلوب .

وفى هذه التحويلة ، فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويلاً إلى $\overline{س}$ كما يلى :

$$س^{/} = \frac{١}{س + ١} \quad \Big| \text{ إذا جاءت ضمن القيم قيم صفرية}$$

$$س^{/} = \frac{١}{س} \quad \Big| \text{ إذا جاءت القيم ليس بها قيم صفرية}$$

٤ - تحويلة الدالة العكسية لجيب الزاوية :

Angular or Inverse Sin Transformation

وتستخدم إذا جاءت البيانات فى صورة نسب Proportions أو نسبة مئوية Percentages .

وبطبيعة الحال فإن تباين هذه البيانات يكون متباعداً . وفى مثل هذه الأحوال التى تأتى فيها البيانات عبارة عن نسب أو تتبع توزيع ذات الحدين Binomial

Distribution يمكننا تحويل البيانات الأصلية إلى دالة الجيب العكسية ، فلكل نسبة س من النسب نجرى عليها تحويلاً إلى سَ كما يلى :

$$س' = ٢ \text{ حا}^{-١} \sqrt{س}$$

حيث $\text{حا}^{-١}$ تقرأ معكوس جيب الزاوية (حا) (Sin Inverse (arcsin $\sqrt{X}$

وهذا يتم بحساب الزاوية المقابلة كأن حا $س' = ٢\sqrt{س}$

وللحصول على ذلك فهناك جداول أعدت لذلك ، كما أن الالات الحاسبة البسيطة التى تشمل حا ، جتا ، طا أى Sin, Cos, Tan يمكن أن تحول قيمة جذر النسبة التى نريدها مباشرة إلى زاوية ، وذلك بالإجراء التالى :

نضع القيمة س ثم نضغط على علامة الجذر التربيعى ثم نضغط على مفتاح INV الموضح على الالة ، ثم نضغط على مفتاح Sin على الالة فنحصل على ناتج نضربه × ٢ فنحدث التحويلة المطلوبة .

وقد اقترح Bartlett استبدال النسب صفر ٪ التى تأتى فى البيانات بـ

$$\left(\frac{١}{٢ن}\right) \text{ أو } \left(\frac{١}{٤ن}\right)$$ حيث ن عدد أفراد العينة التى تحسب منها

النسب، وقد اقترح Bartlett أيضاً استبدال النسبة س = ١ ٪ مثلا فى البيانات بـ

$$\left(١ - \frac{١}{٢ن}\right) \text{ أو } \left(١ - \frac{١}{٤ن}\right)$$

٥ -اختيار التحويلة المناسبة :

كثيراً ما تكون البيانات تحت البحث غير موزعة توزيعا اعتداليا ، وهنا نلجأ إلى تحويل البيانات حتى يقترب توزيعها من الاعتدالية . وطرق التحويل كما شاهدنا تختلف حسب الظروف وتتوقف على طبيعة البيانات .

ولكى نختبر مدى انحراف البيانات عن التوزيع المعتدل يمكن استخدام طرق إحصائية و إلا أن هناك ورقاً يباع خاصا بالحساب الاحتمالى ، بحيث أن انخراط النقط (القيم للبيانات) عن الخط المستقيم يعطى الباحث فكرة تقريبية عن مدى بعد التوزيع عن الاعتدالية أو عن التوزيع الطبيعى .

وعموما فلاختيار التحويلة بصورة مبدئية هناك إجراء سهل يمكن اتباعه ، ويوضحه المثال التالى :

نفرض أن البيانات للمجموعات موضع المقارنة كانت :

المجموعة الأولى : ٣ ، صفر ، ٤ ، ٢ ، ٢

المجموعة الثانية : ٦ ، ٤ ، ٢ ، ٤ ، ٧

المجموعة الثالثة : ١٢ ، ٦ ، ٦ ، ١٠ ، ٦

علينا أن نحدد القيمة العظمى والصغرى والفرق بينهما أو المدى فى كل مجموعة فى الحالات التالية :

(أ) عندما كانت البيانات بصورتهاالطبيعية .

(ب) عندما نضيف على القيمة العظمى $\frac{١}{٢}$ ونأخذ جذرها ونضيف على القيمة الصغرى $\frac{١}{٢}$ ونأخذجذرها .

(جـ) عندما نضيف على القيمة العظمى ١ ونأخذ لوغاريتم الناتج ونضيف على القيمة الصغرى ١ ونأخذ لوغاريتم الناتج .

(د) عندما نضيف على القيمة العظمى ١ ونقلب الناتج ونضيف على القيمة الصغرى ١ ونقلب الناتج ، ونحسب فى كل حالة من الحالات السابقة النسبة (قسمة) بين المدى الأكبر والمدى الأصغر وأقل نسبة تنتج أو أقل خارج قسمة يعطى مؤشراً إلى أفضلية التحويلة التى تسببت فيه .

والجدول التالى يوضح هذه الإجراءات

	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة	المدى الأكبر ÷ المدى الأصغر
القيمة العظمى	٤	٧	١٢	
القيمة الصغرى	صفر	٢	٦	١,٥٠ = ٦ / ٤
المدى	٤	٥	٦	
$\sqrt{\text{القيمة العظمى} + ٠,٥}$	٢,١٢	٢,٧٤	٣,٥٤	
$\sqrt{\text{القيمة الصغرى} + ٠,٥}$	,٧١	١,٥٨	٢,٥٥	١,٤٢ = ١,٤١ / ,٩٩
المدى	١,٤١	١,١٦	,٩٩	
لو [القيمة العظمى+ ١]	,٦٩٩٠	,٩٠٣١	١,١١٣٩	
لو [القيمة الصغرى + ١]	,٠٠٠٠	,٤٧٧١	,٨٤٥١	٢,٦٠ = ,٦٩٩٠ / ,٢٦٨٨
المدى	,٦٩٩٠	,٤٢٦٠	,٢٦٧٧	
١ / (القيمة العظمى + ١)	,٢٠٠	,١٢٥	,٠٧٧	
١ / (القيمة الصغرى + ١)	١,٠٠٠	,٣٣٣	,١٤٣	١٢,١٢ = ,٨٠٠ / ,٠٦٦
المدى	,٨٠٠	,٢٠٨	,٠٦٦	

ويلاحظ من الجدول السابق أن تحويلة الجذر التربيعى جاءت بأقل خارج قسمة وقدره ١,٤٢ وبالتالى فهى التحويلة التى يفضل استخدامها مع بيانات البحث الذى نحن بصدده .

التحويلة الخطية Linear Transformation

فى بعض الأحيان تأتى البيانات فى صور رقمية كبيرة ، يكون تناولها فيه حذر عند الكتابة وعند الاستخدام مثل البيانات التالية لعشرة من الأطفال وهى خاصة باختبار لقياس النمو الاجتماعى لديهم :

٢١٣ ، ٢١١ ، ٢١٠ ، ٢٠٩ ، ٢٠٨ ، ٢٠٧ ، ٢٠٥ ، ٢٠٤ ، ٢٠٣ ، ٢٠١

ويكون أسهل إذا تناولنا هذه القيم بعد طرح ٢٠٠ (مقدار ثابت) من كل منها فتصبح :

١٣ ، ١١ ، ١٠ ، ٩ ، ٨ ، ٧ ، ٥ ، ٤ ، ٣ ، ١

وإذا أردنا إجراء أى عمليات إحصائية فيمكن أن يتم على الأرقام بعد هذا الطرح ويسمى ذلك تحويلة خطية وهو لا يؤثر على قيمة الانحراف المعيارى للبيانات ، ولكن يعطى قيمة منخفضة للمتوسط ، فإذا أردنا قيمة المتوسط الحقيقية للبيانات الأصلية وجب علينا إضافة ٢٠٠ على المتوسط الذى حسبناه من البيانات المحولة .

والجدول التالى يوضح حساب المتوسط ومجموع المربعات والانحراف المعيارى للبيانات السابقة قبل التحويل الخطى وبعده مع العلم بأن $س' = س - ٢٠٠$

المفحوص	الدرجة س	$س^٢$	$س'$	$س'^٢$
١	٢١٣	٤٥٣٦٩	١٣	١٦٩
٢	٢١١	٤٤٥٢١	١١	١٢١
٣	٢١٠	٤٤١٠٠	١٠	١٠٠
٤	٢٠٩	٤٣٦٨١	٩	٨١
٥	٢٠٨	٤٣٢٦٤	٨	٦٤
٦	٢٠٧	٤٢٨٤٩	٧	٤٩
٧	٢٠٥	٤٢٠٢٥	٥	٢٥
٨	٢٠٤	٤١٦١٦	٤	١٦
٩	٢٠٣	٤١٢٠٩	٣	٩
١٠	٢٠١	٤٠٤٠١	١	١

$$\text{مجـ س} = ٢٠٧١ \quad \text{مجـ س}^{٢} = ٤٢٩٠٣٥$$

$$\bar{\text{س}} = \frac{٢٠٧١}{١٠} = ٢٠٧,١$$

$$\text{مجموع المربعات} = \text{مجـ س}^{٢} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= ٤٢٩٠٣٥ - \frac{(٢٠٧١)^{٢}}{١٠}$$

$$= ١٣٠,٩$$

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{مجـ س}^{٢}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{٤٢٩٠٣٥}{١٠} - \left(\frac{٢٠٧١}{١٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٤٢٩٠٣,٥ - ٤٢٨٩٠,٤١}$$

$$\text{ع} = ٣,٦٢$$

$$\text{مجـ س} = ٧١ \quad \text{مجـ س}^{٢} = ٦٣٥$$

$$\bar{\text{س}} = \frac{٧١}{٤٠} = ٧,١$$

$$\text{مجموع المربعات} = ٦٣٥ - \frac{(٧١)^{٢}}{١٠}$$

$$= ١٣٠,٩$$

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{٦٣٥}{١٠} - \left(\frac{٧١}{١٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٦٣,٥ - ٥٠,٤١}$$

$$\text{ع} = ٣,٦٢$$

ويلاحظ أن هناك اختلافاً فقط فى قيمة المتوسطات ، فأحدهم يزيد عن الاخر بقيمة المقدار الثابت الذى طرحناه (قبل التحويلة الخطية) .

ولكن قيمة مجموع المربعات هى نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها ، وكذلك قيمة الانحراف المعيارى هى نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها ، وبالتالى أيضاً فقيمة التباين هى نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها .

وإذا تمت معالجة التحليلات الإحصائية باستخدام الحاسب الالى ، فهناك العديد من الحزم الإحصائية لمجال العلوم الإنسانية مثل الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية Statistical Package for Social Science (SPSS) ونظام التحليل الإحصائى Statistical Analysis Sytem (SAS) وإن كان الأمر يتطلب من الباحث .. بما عميقا للمعالجة الإحصائية المقصودة على النحو الذى عرضناه ونعرضه فى هذا

الكتاب قبل اللجوء إلى الحاسب الالى والحصول على نواتج التحليل التى تعرف بالمخرجات Printout وعند استخدام البرنامج المعد على الحزمة Spss - X على الحاسب الالى تأتى صورة أهم الإحصاءات السابقة فى هذا الفصل على النحو التالى:

```
NUMBER OF VALID OBSERVATIONS (LISTWISE) =        38.00

VARIABLE  TEACHER    TEACHER'S GROSS SALARY

MEAN              38.318              S.E. MEAN        3.796
STD DEV           25.182              VARIANCE       634.129
KURTOSIS            .249              S.E. KURT         .702
SKEWNESS            .727              S.E. SKEW         .357
RANGE            104.000              MINIMUM              4
MAXIMUM              108              SUM           1686.000

VALID OBSERVATIONS -        44        MISSING OBSERVATIONS -        1
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
```

PERCENTILES subcommand output

```
PERCENTILE    VALUE      PERCENTILE    VALUE      PERCENTILE    VALUE

  10.00      20.000        25.00      29.000        33.30      33.000
  66.70      46.000        75.00      48.000

VALID CASES     461      MISSING CASES    39
```

الفصل الثالث

التصميم التجريبى بمعالجة واحدة والتصميم التجريبى بمعالجتين

مقـــدمة :

إذا أراد باحث مقارنة عينة واحدة فقط بمجتمع ، فإنه يكون أمام تصميم بمعالجة واحدة وفى ذلك الشأنف أما يكون لديه مجتمع معروف تباينه أو مجتمع غير معروف تباينه . فى حين إذا كان الباحث أمام مجموعتين أو عينتين ، وكان هدفه عقد مقارنة بين المجموعة الأولى والمجموعة الثانية ، فإنه يكون أمام تصميم بمعالجتين ، وفى ذلك الشأن إما أن المجموعتين مستقلتان وإما المجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين) .

أولا : مقارنة متوسط عينه بمتوسط مجتمع

يحتاج الباحث أحيانا إلى الاستدلال على كون متوسط عينة تم اختيارها تختلف عن مجتمع أصل أو لا تختلف عن ذلك المجتمع .

فمثلا نفرض أن باحثاً قام باختيار عينه من مجتمع طلاب الثانوى ، وحسب متوسط الذكاء لدى هذه العينة وليكن ($\bar{س}$) ويريد أن يتحقق من أن عينته التى اختارها لا تختلف فى ذكائها عن متوسط ذكاء المجتمع الذى سحبت منه وليكن متوسط ذكاء هذا المجتمع هو ($\bar{\bar{س}}$) والباحث إما أن يكون لديه معلومات عن تباين هذا المجتمع الأصل ($ع^2$) ويرغب التحقق من فرضه Testing Hypothesis Regarding Mean- σ Known. أو ليس لديه معلومات متوفرة عن ذلك التباين ويرغب التحقق من صحة فرضه Testing Hypothesis Regarding Mean - σ Un-known. وفى الحالتين يجب أن تكون العينة منتقاة أو مختارة عشوائيا ، وأن يكون توزيع المجتمع الذى سحبت منه العينة اعتداليا .

١ - مقارنه متوسط عينة بمتوسط مجتمع معلوم تباينه

نفرض أن لدينا مجتمعاً متوسطه $\bar{\bar{س}}$ فى ظاهرة ما ولتكن الذكاء وتباينه ($ع^2$) أى أن انحرافه المعيارى (ع) فى هذه الظاهرة أو ذلك المتغير .

وأخذ باحث عينة عشوائية من هذا المجتمع حجمها (ن) ومتوسط الذكاء لديها ($\bar{س}$) .

وأراد البـاحث التحقق من صحة الفـرض الصـفرى القـائل أن « متوسـط ذكاء عينتـه لا يختلف عن المتوسط العام لذكاء المجتمع » .

حينئذ يجب استخدام قانون على الصوره التالية :

$$Z = \frac{\bar{س} - \bar{\mathbf{س}}}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

حيث Z : هى النسبة الحرجة التى تعد درجة معيارية .

$\bar{س}$: متوسط العينة .

$\bar{\mathbf{س}}$: متوسط المجتمع الأصلى .

ع : الانحراف المعيارى للمجتمع الأصل .

ن : عدد أفراد العينة .

وعلينا أن نقـارن قيمة Z المحسوبة بـالقانون السابق بقيمـة الدرجة المعياريـة من جدول المساحات تحت المنحنى الاعتدالى (الطبيعى) .

فإذا كانت قيمة Z المحسوبـة من القانون السـابق أكبر من أو تساوى القيمـة الجدولية ، قيل : إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

أما إذا كانت قيمة Z المحسوبة من القانون السـابق أقل من القيمـة الجدولية ، قيـل : إنه لا توجد فروق جوهرية أو ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

وإذا كـان المنحنى الطبيعى هو الشكل الأنسب لتـوزيع العينة ، فـلا داعى إلى مراجعـة جدول التـوزيع الطبيعى لتحديـد القيم المعيارية الحرجـة أو النظريـة والجدول التالى يمكن أن يغنى عنه فى حالتنا .

مستوى الدلالة / نوع الاختبـار	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد [طرف واحد] [الفرض البديل موجه]	± ١,٦٤٥	± ٢,٣٣
ذيلان [طرفان] [الفرض البديل غير موجه]	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

مثال : حصل أحد الباحثين على متوسط ذكاء عينة حجمها ٦٤ فردا فبلغ ١٠٢,٣٧ فإذا علم متوسط ذكاء المجتمع الأصل هو ١٠٤,٦٥ بانحراف معيارى ٣,٨٧ تحقق من صحة الفرض القائل «متوسط ذكاء العينة لايختلف عن كتوسط ذكاء المجتمع» .

الحل :

$$Z = \frac{\bar{س} - \bar{س}}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

$$Z = \frac{١٠٢,٣٧ - ١٠٤,٦٥}{\frac{٣,٨٧}{\sqrt{٦٤}}}$$

$$Z = \frac{-٢,٢٨}{\frac{٣,٨٧}{٨}} = \frac{-٢,٢٨}{,٤٨}$$

$$Z = -٤,٧٥$$

والإشارة السالبة هنا – فقط – تعنى أن متوسط المجتمع جاء من حيث القيمة أعلى من متوسط العينة ، ولكن يجب التحقق من الدلالة الإحصائية مع الاعتماد على القيمة المطلقة (مع إهمال الإشارة) .

وفى ضوء الفرض الموجود بالمسألة فإن القيم الحرجة تكون لاختبار ذيلين ٢,٥٨ للدلالة عن مستوى ٠,٠١ .

ونلاحظ أن قيمة Z المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة أو النظرية ، وبالتالى يمكننا عدم قبول الفرض الصفرى أو رفضه .

والقول بأن متوسط ذكاء العينة يختلف عن متوسط ذكاء المجتمع .

ويمكن تلخيص النتائج بجدول كما يلى :

مقـــــارنة	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينــة	١٠٢,٧٣	—		
المجتمــع	١٠٤,٦٥	٣,٨٧	٤,٧٥	,٠١

ملاحظـة : إذا زاد حجم العينـة عن ٣٠ مفحوصا ، فإن استخدام الأسلوب السابق لا يتأثر كثيرا عند ابتعاد توزيع المجتمع عن الاعتدالية .

٢ - مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع غير معلوم تباينه :

نفرض أن لدينا مجتمعاً متوسطه $\overline{س}$ ظاهرة ما ، ولتكن طول العمر (السن) وتباينه غير معروف فى هذه الظاهرة أو ذلك المتغير ، فعادة يكون الانحراف المعيارى للمجتمع غير معلوم فى بحوثنا النفسية والتربوية والاجتماعية :

وأخذ باحث عينة عشوائية من الوفيات من هذا المجتمع حجمها (ن) ومتوسط أعمارها $\overline{س}$ بانحراف معيارى ع .

فى هذه الحالة نفتقد إلى قيمة الانحراف المعيارى للمجتمع ، ونظرا لعدم الدقة أو النقصان فى حساب الانحراف المعيارى للمجتمع من الانحراف المعيارى للعينة ، وبخاصة عند صغر حجم العينة وهو أمر قد تنبه إليه Gossett الذى تشيع كتاباته باسمه المستعار ستيودنت Student ورأى أن الاعتماد على افتراضات المنحنى الطبيعى من حيث مساحاته أو ارتفاعاته أو درجاته المعيارية محفوف بالمخاطر وخاصة مع العينات الصغيرة ، والأصوب هو الرجوع إلى التوزيع الذى أطلق عليه Gossett اسم توزيع ت T Distribution وننسب إليه قيمة Z التى كنا نستخرجها فى الحالة السابقة عند الاعتماد على الانحراف المعيارى للعينة عوضا عن الانحراف المعيارى للمجتمع .

والآن إذا أراد الباحث التحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

«متوسط طول العمر فى عينة البحث لا يختلف عن المتوسط العام لطول العمر بالمجتمع» حينئذ يجب استخدام قانون على الصورة .

$$ت = \frac{\overline{س} - \overline{س}}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

حيث ت : اختبار دلالة الفرق بين إحصاءة عينة ومعلمة مجتمع .

$\overline{س}$: متوسط العينة .

$\overline{\overline{س}}$: متوسط المجتمع الأصل .

ع : الانحراف المعيارى للعينة

ن : عدد أفراد العينة .

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بالقانون السابق بقيمة ت الحرجة من جداول خاصة بالملاحق بدرجات حرية ن – ١ .

فإذا كانت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قمية ت الجدولية قيل : إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

وإذا كانت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية ، قيل : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع وقبلنا الفرض الصفرى .

مثال : إذا كان متوسط طول القامة فى مجتمع ما هو ١٧٠,٤٥ سم وحينما أخذت عينة عشوائية من هذا المجتمع جاء متوسط الطول فيها ١٧٢,٦٣ بانحراف معيارى ٤,٦٨ فإذا كان حجم العينة ٢٠ فردا ، فهل يمكن القول بأن العينة لا تختلف عن المجتمع .

الحل :

$$ت = \frac{\overline{س} - \overline{\overline{س}}}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

$$ت = \frac{١٧٢,٦٣ - ١٧٠,٤٥}{\frac{٤,٦٨}{\sqrt{٢٠}}}$$

$$ت = \frac{٢,١٨}{\frac{٤,٦٨}{٤,٤٧}} = \frac{٢,١٨}{١,٠٥}$$

$$ت = ٢,٠٨$$

وعلينا أن ندخل جدول ت بالملاحق باستخدام درجات حرية ن -١ أى بدرجات حرية ١٩ فى حالة اختبار ذيلين نجد القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٥ هى ٢,٠٩٣

عند مستوى ٠,١ هى ٢,٨٦١

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

مقـــــارنة	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينـــة	١٧٢,٦٣	٤,٦٨		
المجتمــــع	١٧٠,٤٥	—	٢,٠٨	غير دال

وبالتالى فقيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,١ ومن هنا نستنتج أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع الذى سحبت منه ، ونقبل الفرض الصفرى .

ثانيا : دلالة الفروق بين متوسطين

Significance of The Difference Between Two Means.

يحتاج الباحث أحيانا إلى الاستدلال على كون متوسط عينة تم اختيارها يختلف عن متوسط عينة أخرى أو لا يختلف .

والأمر هنا سوف يحسم فى ضوء الفرق بين المتوسطين مقسوما على الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات ويجب أن نميز هنا بين الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات المستقلة (غير المرتبطة) والخطأ المعيارى لفروق المتوسطات المرتبطة (غير المستقلة)

١ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين :

Significace of the Difference Between Two Means For Independent Samples.

هناك بعض المواقف التى نرغب فيها مقارنة أداء مجموعة من الذكور مثلا بأداء مجموعة من الإناث على اختبار ما وليكن للتوافق النفسى ، أو مقارنة مجموعة درست بطريقة تقليدية ومجموعة أخرى درست بطريقة التعلم الذاتى فى نتائج اختبار تحصيلى لنفس المقرر ، وفى مثل هذه الحالات يكون متوسط أداء المجموعة الأولى $\bar{س}_١$ مستقلا أو غير مرتبط بمتوسط أداء المجموعة الثانية $\bar{س}_٢$.

ويكون الفرض الصفرى فى ذلك على النحو التالى :

ف. : $\overline{س}_١ - \overline{س}_٢$ = صفر .

ويكون الفرض البديل على النحو التالى :

ف١ : $\overline{س}_١ - \overline{س}_٢ \neq$ صفر

وبطبيعة الحال ، فإن الفرض البديل حينما يكون موجهاً يكون :

ف١ : $\overline{س}_١ - \overline{س}_٢ >$ صفر

أو

ف١ : $\overline{س}_١ - \overline{س}_٢ <$ صفر

وعلى أية حال فعندما يكون الفرض الصفرى صحيحا فإن توزيع معاينة الفروق بين المتوسطات يأخذ شكل توزيع ستيودنت « ت » ويكون الاختبار الإحصائى المناسب هو اختبار ت t Test الذى يراعى عند استخدامه عددا من النقاط :

(أ) **اعتدالية التوزيع** Normality

يقتضى هذا الأمر أن تكون البيانات فى العينة الأولى تتخذ شكل التوزيع الطبيعى ، وكذا بيانات العينة الثانية ، وإن كان بعض المتخصصين يرون إمكانية التنازل عن هذا الجانب أمثال Glass و Hopkins وفؤاد أبو حطب ويؤكد على أهميته أخرون مثل Ferguson و Takane وعموما فمن الأفضل إجراء ما يفيد عن اعتدالية التوزيع ، وبخاصة إذا كنا أمام عدد من المفحوصين أقل من ١٥ فردا .

(ب) **تجانس التباين** Homogeneity

ويقتضى هذا الأمر أن يكون تباين المشاهدات فى المجتمع الأول لا يختلف عن تباين المشاهدات فى المجتمع الثانى ويقال فى هذه الحالة : إن العينتين متجانستان ويصلح وقتها صورة محددة لاختبار « ت » تسمى اختبار «ت» للعينتين المتجانستين . وإن كان البعض يشير إلى إمكانية التنازل عن ذلك الشرط إذا تساوى حجما العينتين موضع دراسة أى عندما ن١ = ن٢ .

ولكن إذا اختلف حجم العينتين ، فإنه يجب مراعاة كون العينة الكبيرة لها تباين كبير ، أما العكس (العينة الصغيرة هى التى لها التباين الكبير) . فإن اتضح وجاء للعينة صغيرة الحجم التباين الصغير والعينة كبيرة الحجم التباين الكبير ، فإن احتمالية

الوقوع فى خطأ من النمط (١) يكون أقل من مستوى الدلالة (∝) ولا خوف حينئذ من عدم تجانس العينتين . أما إن اتضح أن العينة صغيرة الحجم جاء لها تباين أكبر من العينة كبيرة الحجم ، فإن احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط (١) تكون أكبر ويبدأ الخوف أو التحفظ ، إلا إذا جاءت النتائج معلنة قبول الفرض الصفرى بعد حساب قيمة « ت » . ويجب ان يستمر التحفظ إذا جاءت النتائج معلنة رفض الفرض الصفرى فى الوقت الذى كان من الواجب قبوله . ويقال عندها : إن العينتين غير متجانستين ويصلح وقتها صورة أخرى لاختبار « ت » .

وإذا كان من المخالفة أن نتنازل عن مسألة تجانس التباين إذا كنا أمام عينات صغيرة (أقل من ٣٠ مفحوصا) أو جاء التباين الأكبر مع العينة الأصغر حجما أو العكس ، فإننا من الممكن التغاضى عن هذه القضية حينما تتساوى حجوم العينات موضع المقارنة .

وتوجد عدة طرق للكشف عن تجانس التباين (سوف نعرض لها فيما بعد) .

وأنسبها هنا وأبسطها وأسرعها اختبار هارتلى Hartley الذى يسمى اختبار « ف » العظمى أو القصوى F max وقانونه.

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

وتقارن بعده قيمة « ف » المحسوبة بقيمة « ف » حرجة من جدول « ف » بالملاحق عند درجات حرية .

[عدد أفراد عينة التباين الكبير – ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير – ١]

علما بأن الصف الأول فى هذا الجدول خاص بالتباين الكبير ، أما العمود الأول فى نفس الجدول فهو خاص بالتباين الصغير .

فإذا جاءت قيمة « ف » المحسوبة من القانون السابق أكبر من أو تساوى قيمة «ف» الجدولية قيل : إن العينتين غير متجانستين ، وإذا جاءت قيمة « ف » المحسوبة من القانون السابق أقل من قيمة « ف » الجدولية قيل : إن العينتين متجانستان .

وسوف نعرض الان لكيفية التحقق من دلالة الفروق بين عينتين مستقلتين ومتجانستين وكيفية التحقق من دلالة الفروق بين عينتين مستقلتين وغير متجانستين .

١ – دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين ومتجانستين .

نفرض أن لدينا مجموعتين الأولى حجمها $ن_١$ وتم الحصول عليها عشوائيا من مجتمع أول بشكل مستقل عن المجموعة الثانية التى حجمها $ن_٢$ وتم الحصول عليها عشوائيا من مجتمع اخر ، وللمجموعتين متوسطين $\overline{س}_١$ ، $\overline{س}_٢$ على الترتيب ولهما كذلك انحرافان معياريان $ع_١$ ، $ع_٢$ على الترتيب فى ظاهرة ما أو متغير ما ، وليكن القلق .

ويريد الباحث التحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى المجموعتين فى القلق

حينئذ وجب علينا اتباع ما يلى :

١ – التأكيد على استقلالية المجموعتين .

٢ – التحقق من تجانس المجموعتين وذلك من القانون .

$$ف = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} \quad \text{أى } ف = \frac{\text{مربع الانحراف المعيارى الكبير}}{\text{مربع الانحراف المعيارى الصغير}}$$

ويسمى قانون ف العظمى لهارتلى Hartley

ومقارنة القيمة المحسوبة من القانون السابق بقيمة حرجة لـ « ف » من جدول معد لذلك (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية :

(عدد أفراد عينة التباين الكبير – ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير – ١) .

فإذا وجدنا أن قيمة «ف» المحسوبة من القانون السابق أقل من قيمة «ف»الحرجة بالجدول قيل : إن المجموعتين متجانستان (ونكون قد تأكدنا من تجانس المجموعتين) .

٣ – للتحقق من صحة الفرض نطبق القانون

$$ت = \frac{\overline{س}_١ - \overline{س}_٢}{\sqrt{\frac{ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢}\left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}\right]}}$$

حيث $\overline{س}_١$ ، $\overline{س}_٢$ متوسطا العينتين على التوالى

$ع_١$ ، $ع_٢$ الانحرافان المعياريان للعينتين

$ن_١$ ، $ن_٢$ حجما العينتين

وعلينا مقارنة القيمة « ت » المحسوبة من القانون السابق بقيمة حرجة لـ « ت » من جدول دلالة ت (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية :

$$ن_١ + ن_٢ - ٢$$

فإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة ت الحرجة الجدولية قيل: إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين .

وإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الحرجة الجدولية قيل : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي العينتين وقبلنا الفرض الصفرى .

مثال : طبق اختبار للعصابية على مجموعتين الأولى من الذكور وحجمها ٣٥ والثانية من الإناث وحجمها ٣٨ ، فإذا جاء متوسط العصابية لدى الذكور ٢٢,٤٨ بانحراف معيارى ٥,٣١ ومتوسط العصابية لدى الإناث ٢٥,١٧ بانحراف معيارى ٤,٨٨ تحقق من صحة الفرض القائل .

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى العصابية بين الذكور والإناث » .

الحل : يلاحظ أن المجموعتين مستقلتان .

ويجب علينا الآن التحقق من تجانسهما (تجانس التباين) .

الذكور	الإناث
$ن_١ = ٣٥$	$ن_٢ = ٣٨$
$\overline{س}_١ = ٢٢,٤٨$	$\overline{س}_٢ = ٢٥,١٧$
$ع_١ = ٥,٣١$	$ع_٢ = ٤,٨٨$

$$ف = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{ع_١^٢}{ع_٢^٢}$$

$$= \frac{(٥,٣١)^٢}{(٤,٨٨)^٢}$$

$$= ١,١٨$$

وعلينا مقارنة قيمة « ف » المحسوبة بقيمة ف الحرجة من جدول ف (بالملاحق) عند درجات حرية ٣٥ – ١ ، ٣٨ – ١

أى ٣٤ ، ٣٧

نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠٥, هى ١,٨٤

عند مستوى ٠١, هى ٢,٣٨

ويلاحظ أن قيمة ف المحسوبة أقل من قيمة ف الجدولية الحرجة ، وعلى هذا فالمجموعتان متجانستان ، وعلينا أن نستخدم القانون :

$$ت = \frac{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢}{\sqrt{\frac{ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢}\left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}\right]}}$$

$$ت = \frac{٢٢,٤٨ - ٢٥,١٧}{\sqrt{\frac{٣٥\ (٥,٣١)^٢ + ٣٨ \times (٤,٨٨)^٢}{٣٥ + ٣٨ - ٢}\left[\frac{١}{٣٥} + \frac{١}{٣٨}\right]}}$$

$$ت = \frac{-\ ٢,٦٩}{\sqrt{\frac{٩٨٦,٨٦ + ٩٠٤,٩٥}{٧١}\left[,٠٣ + ,٠٣\right]}}$$

$$ت = \frac{-\ ٢,٦٩}{\sqrt{٢٦,٦٥\left[,٠٦\right]}}$$

$$ت = \frac{-\ ٢,٦٩}{١,٢٦}$$

$$ت = -\ ٢,١٢$$

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الحرجة الجدولية (النظرية) عند درجات حرية $ن_١ + ن_٢ - ٢$ أى ٧١

نجد أن القيم الجدولية (فى إختبار ذيلين)

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٢,٠٠

عند مستوى ٠,٠١ هى ٢,٦٦

وبالتالى نجد أن قيمة ت المحسوبة من القانون (القيمة المطلقة بدون إشارة) أكبر فقط من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥

والإشارة السالبة ظهرت فى النتيجة السابقة ؛ لأن متوسط الإناث (المجموعة الثانية) كان أكبر من متوسط الذكور (المجموعة الأولى) .

ومن ثم نرفض الفرض الصفرى ، ونقرر الفرض البديل القائل بأن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينتين (الذكور والإناث) فى العصابية كما أن العصابية أعلى لدى الإناث منها لدى الذكور .

ويمكن تلخيص النتائج بجدول كما يلى :

العينة	المتوسط	الانحراف المعيارى	حجم العينة	« ف » للتجانس	قيمة « ت »	مستوى الدلالة
ذكور	٢٢,٤٨	٥,٣١	٣٥	١,١٨ غير دالة (تجانس)	٢,١٢	٠,٠٥
إناث	٢٥,١٧	٤,٨٨	٣٨			

ملاحظة : إذا جاءت العينتان متساويتين فى الحجم $ن_١ = ن_٢ = ن$ فإننا نستخدم قانون «ت» على الصورة التالية :

$$ت = \frac{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢ + ع_٢^٢}{ن - ١}}}$$ بدرجات حرية ٢ ن – ٢

٢ – دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين وغير متجانستين :

على اعتبار أن لدينا مجموعتين سحبتا عشوائيا من مجتمعين مختلفين وكانت إحصاءات العينة الأولى أو المجموعة الأولى $ن_١$ ، $\bar{س}_١$ ، $ع_١$

وإحصاءات العينة الثانية أو المجموعة الثانية $ن_٢$ ، $\overline{س_٢}$ ، $ع_٢$

وذلك في ظاهرة ما قيست لدى هاتين المجموعتين ولتكن التفكير الابتكاري وأراد الباحث التحقق من صحة الفرض القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في التفكير الابتكاري بين المجموعتين » .

حينئذ وجب علينا اتباع ما يلي :

١ – التأكيد على استقلالية المجموعتين .

٢ – التحقق من تجانس المجموعتين من عدمه ، وذلك من القانون .

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

المسمى بقانون ف العظمى لهارتلي Hartley

ومقارنة القيمة المحسوبة من القانون السابق بقيمة « ف » الحرجة من جدول ف (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية .

(عدد أفراد عينة التباين الكبير – ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير – ١)

فإذا وجدنا أن قيمة « ف » المحسوبة من القانون أكبر من أو تساوي قيمة ف الجدولية تأكدنا من أن المجموعتين غير متجانستين .

٣ – للتحقق من صحة الفرض نطبق القانون :

$$ت = \frac{\overline{س_١} - \overline{س_٢}}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

حيث $\overline{س_١}$ ، $\overline{س_٢}$ متوسطا العينتين على التوالي

$ع_١$ ، $ع_٢$ الانحرافان المعياريان للعينتين

$ن_١$ ، $ن_٢$ حجما العينتين

وعلينا مقارنة القيمة « ت » المحسوبة من القانون السابق بقيمة ت الحرجة الجدولية ، من جدول دلالة ت (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية تحسب بطريقة

خاصة وتقرب لأقرب رقم صحيح من قانون على الصورة التالية :

درجات حرية مجموعتين مستقلتين وغير متجانستين

$$\text{د . ح} = \frac{\left[\dfrac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1} + \dfrac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2}\right]^2}{\left[\dfrac{\left(\dfrac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1}\right)^2}{\text{ن}_1 + 1}\right] + \left[\dfrac{\left(\dfrac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2}\right)^2}{\text{ن}_2 + 1}\right]} - 2$$

وهى القيمة التقريبية لدرجات الحرية للعينتين المستقلتين وغير المتجانستين التى أشار إليها Ferguson و Takane نقلا عن Welch .

فإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة ت الحرجة الجدولية قيل: إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين .

وإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية الحرجة قيل : إنه لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين وقبلنا الفرض الصفرى .

مثال : طبق اختبار لطلاقة الكلمات على مجموعتين الأولى من الانبساطيين والثانية من العصابيين حجمهما على الترتيب ٤٠ ، ٥٠ مفحوصا .

وحصلت مجموعة الانبساطيين على متوسط قدره ٧٣,٧٤ بانحراف معيارى ٨,٢٦ وحصلت مجموعة العصابيين على متوسط قدره ٦٤,٢٥ بانحراف معيارى ١٢,٣٢ . تحقق من صحة الفرض القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الانبساطيين والعصابيين فى طلاقة الكلمات» .

الحل : يلاحظ أن المجموعتين مستقلتان

ويجب علينا الان التحقق من مدى تجانسهما (تجانس تبايناهما)

الانبساطيين	العصابيين
$\text{ن}_1 = ٤٠$	$\text{ن}_2 = ٥٠$
$\bar{\text{س}}_1 = ٧٣,٨٤$	$\bar{\text{س}}_2 = ٦٤,٢٥$
$\text{ع}_1 = ٨,٢٦$	$\text{ع}_2 = ١٢,٣٢$

$$ف = \frac{التباين الكبير}{التباين الصغير} = \frac{ع_٢^٢}{ع_١^٢}$$

$$ف = \frac{(١٢,٣٢)^٢}{(٨,٢٦)^٢}$$

$$ف = ٢,٢٢$$

وعلينا أن نقارن قيمة ف المحسوبة بقيمة ف الحرجة من جدول « ف » عند درجات حرية ٤٠ – ١ ، ٥٠ – ١

أى ٣٩ ، ٤٩

نلاحظ أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠٥, هى ١,٦٤

عند مستوى ٠١, هى ٢,٠٢

وبالتالى يلاحظ أن قيمة ف المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠١, أى أن هناك اختلافا بين تباينى العينتين ومن ثم فهما غير متجانستين .

نستخدم القانون :

$$ت = \frac{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

$$ت = \frac{٧٣,٨٤ - ٦٤,٢٥}{\sqrt{\frac{(٨,٢٦)^٢}{٤٠} + \frac{(١٢,٣٢)^٢}{٥٠}}}$$

$$ت = \frac{٩,٥٩}{\sqrt{١,٧١ + ٣,٠٤}}$$

$$ت = \frac{٩,٥٩}{٢,١٨}$$

$$ت = ٤,٤٠$$

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الجدولية عند درجات حرية

$$\text{د . ح} = \frac{\left[\frac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1} + \frac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2}\right]^2}{\left[\frac{\left(\frac{\text{ع}_1^2}{\text{ن}_1}\right)^2}{\text{ن}_1 + 1}\right] + \left[\frac{\left(\frac{\text{ع}_2^2}{\text{ن}_2}\right)^2}{\text{ن}_2 + 1}\right]} - 2$$

$$\text{د . ح} = \frac{\left[\text{١,٧١} + \text{٣,٠٤}\right]^2}{\left[\frac{\left(\text{١,٧١}\right)^2}{\text{٤٠} + 1}\right] + \left[\frac{\left(\text{٣,٠٤}\right)^2}{\text{٥٠} + 1}\right]} - 2$$

$$\text{د . ح} = \frac{\left[\text{٤,٧٥}\right]^2}{\left[\text{,٠٧}\right] + \left[\text{,٠١٨}\right]} - 2$$

$$\text{د . ح} = \frac{\text{٢٢,٥٦}}{\text{,٢٥}} - 2$$

$$= \text{٩٠,٢٤} - 2$$

$$= \text{٨٨,٢٤} \quad \text{وهي قيمة كسرية}$$

أى أن درجات الحريه بالتقريب ٨٨ وعلينا أن ندخل بها إلى جدول ت (بالملاحق) سوف نجد أن القيم الجدولية كما يلى :

عند مستوى ٠٥, هى ٢,٠٠

عند مستوى ٠١, هى ٢,٦٦ وذلك لاختبار ذيلين .

وعلى هذا نلاحظ أن قيمة ت المحسوبة ٤,٤٠ جاءت أكبر من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠١,

ويمكن تلخيص الناتج فى جدول على النحو التالى :

العينـة	المتوسـط	الانحراف المعيارى	حجم العينة	« ف » للتجانس	قيمـة « ت »	مستوى الدلالة
انبساطيون	٧٣,٨٤	٨,٢٦	٤٠	٢,٢٢ غير دالة (عدم تجانس)	٤,٤٠	,٠٥
عصابيون	٦٤,٢٥	١٢,٣٢	٥٠			

وبـالتـالى فـإن ت المحسوبـة دالـه إحصـائيـا ونستنتج وجـود فروق ذات دلالـة إحصائية بين الانبساطيين والعصابيين فى طلاقة الكلمات ، فالانبساطيون يتمتعون بمتوسط أعلى من العصابيين فى هذا الجانب ، وبذلك ندحض الفرض الصفرى .

والصورة التالية توضح قيمة «ت» عند الاعتماد على الكمبيوتر فى حالة العينات المستـقلة، ويلاحظ فيـهـا عدم دلالة قـيـمـة «فـ» مما يشـيـر إلى تجانس المجمـوعـتين والإكتفاء بقيمة ت = ٦,٨٧ وذلك إذا استخدمت حزمة البرامج Spss - X والتى دائما تظهر فيها قيم «ت» للعينات المتجانسة وغير المتجانسة فى نفس المخرج .

```
            Independent-samples T-TEST

---------------------------------------T-TEST----------------------------------------
GROUP 1 - WORLD   GE    2.
GROUP 2 - WORLD   LT    2.
                                                      * POOLED VARIANCE ESTIMATE * SEPARATE VARIANCE ESTIMATE
                                                      *                          *
VARIABLE     NUMBER             STANDARD   STANDARD *  F    2-TAIL *  T   DEGREES OF 2-TAIL *  T    DEGREES OF 2-TAIL
            OF CASES    MEAN    DEVIATION   ERROR   * VALUE PROB.  * VALUE FREEDOM  PROB.  * VALUE  FREEDOM   PROB.
NTCPUR   NET PURCHASING LEVEL                       *              *                       *
    GROUP 1    19     34.9474    17.831     4.091   *              *                       *
                                                    * 1.45  0.420  * -6.87   42     0.000  * -7.05   41.63    0.000
    GROUP 2    25     76.7600    21.491     4.298   *              *                       *
```

٢ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين غير مستقلتين (مترابطتين)

Signficance of the Difference Between Two Means For Correlated Samples

إذا جاءت البيانات من نتائج اختبار قبلى ثم اختبار بعدى على نفس المجموعة أى أن المجموعة أعيد عليها القياس ، أو أعيد عليها تطبيق الاختبار فإن الدرجات فى التطبيق الأول تعد غير مستقلة عن الدرجات فى التطبيق الثانى ، والاستقلالية لا تعنى استقلالية البيانات بين المجتمعين فقط بل تعنى استقلالية المشاهدات ضمن المجتمع الواحد أيضا .

فمثلا إذا كان لدينا مجموعة من الأطفال طبق عليهم اختبار فى دافع الاستطلاع ثم طبق عليهم برنامج لتنمية هذا الدافع ثم أعيد تطبيق الاختبار بعد الانتهاء من البرنامج عند ذلك نكون أمـــام تصـمــيم قــبلى - بعـدى Before- After Design أو أمـــام

تكرار للقياس لهذا الدافع Repeated Measur ولذلك فإن لدينا نفس الأشخاص في مرتي القياس أو زوج من المشاهدات (البيانات) لنفس المجموعة أو زوج من القياسات Paris of Measurements وحينئذ نقول : إن لدينا عينتين مترابطتين أو غير مستقلتين .

وعندما يتم تقسيم عينة إلى أزواج على أساس اختبار قبلي الابتكار ، ثم تنتقى عينة عشوائية فرعية من هذه الأزواج وعينة عشوائية فرعية أخرى من الأزواج ، وذلك في العينة الكلية يكون لدينا مجموعتان أو عينتان مترابطتان يمكن إجراء البرنامج المقصود على أحدهما وتسمى مجموعة تجريبية وعدم إجرائه على المجموعة الثانية وتسمى مجموعة ضابطة . أو عند أخذ أزواج متطابقة ووضع كل فرد من الزوج في إحدى مجموعتين .

وكذلك الحال في المجموعات المتكافئة مثل التوائم حينما نضع كلا منهما في مجموعة ، أو عند اختيار عينة من الذكور تشكل مجموعة وعينة من أخواتهم الإناث تشكل مجموعة أخرى .

في مثل هذه الحالات نقول أننا أمام عينتين مترابطتين أو غير مستقلتين ولذلك فالمتوسطات لهذه المجموعات التي بينها علاقة في مجتمع تكون مترابطة .
وفي مثل هذه الحالات يكون لمعامل الارتباط بين البيانات (المشاهدات) في المجموعتين قيمة تختلف عن الصفر وبالطبع $ن_١ = ن_٢ = ن$

فإذا أراد باحث أن يتحقق من صحة الفرض القائل : « لا يختلف متوسط أداء المجموعة قبل البرنامج عن متوسط أدائها بعد البرنامج » فإننا نكون أمام فرض صفري يمكن كتابته على هذا النحو :

$$ف_٠ : \overline{س}_١ - \overline{س}_٢ = صفر .$$

ويكون الفرض البديل :

$$ف_١ : \overline{س}_١ - \overline{س}_٢ \neq صفر$$

وعندما يكون الفرض الصفري صحيحا ، فإن توزيع معاينة فروق المتوسطات يتخذ شكل توزيع «ت» وعموما فهناك أكثر من طريقة لحساب دلالة الفرق بين عينتين مترابطتين .

الذى يراعى فى استخدامها عدد من النقاط :

(أ) **اعتدالية التوزيع** Normality :

يقتضى هذا الأمر أن تكون فروق أزواج الدرجات المتناظرة موزعة توزيعاً طبيعياً، وبخاصة إذا كان عدد أزواج المشاهدات أقل من ١٥ زوجاً .

(ب) **معامل الارتباط بين أزواج المشاهدات** :

يتطلب استخدام اختبار «ت» لدلالة فروق العينات المرتبطة (غير المستقلة) أن تكون درجات زوجى المشاهدات مرتبطة ارتباطا موجبا وأكبر من الصفر .

(جـ) **تجانس التباين** :

ويقتضى هذا الأمر أن يكون تباين المشاهدات الأولى لا يختلف عن تباين المشاهدات الثانية ، ويقال عن ذلك : إن المشاهدتين متجانستان ، وعدم توفر هذا الشرط أو سابقيه يجعلنا نفكر فى استخدام اختبار لابارامترى مثل اختبار ولكوكسون (راجع زكريا الشربينى) وبخاصة إذا كان عدد أزواج المشاهدات أقل من ٣٠ زوجاً .

ويمكن الكشف عن تجانس التباين بالقانون التالى الذى يسمى قانون «ت» العظمى :

$$ت = \frac{ع_{١}^{٢} - ع_{٢}^{٢}}{٢\, ع_{١}\, ع_{٢}} \times \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر^{٢}}}$$

حيث $ع_{١}$ ، $ع_{٢}$: الانحراف المعيارى لكل من المشاهدات فى المرة الأولى والمشاهدات فى المرة الثانية .

ر : معامل الارتباط بين زوجى المشاهدات .

ن : عدد أزواج المشاهدات .

وقيمة «ت» الناتجة يجب مقارنتها بقيمة «ت» الجدولية أو الحرجة (الجدول بالملاحق) عند درجات حرية ن – ٢

فإذا جاءت قيمة «ت» المحسوبة من القانون أقل من قيمة «ت» الجدولية استنتجنا أن زوجى المشاهدات متجانسان ، بمعنى أن تباين المشاهدات الأولى لا يختلف عن تباين المشاهدات الثانية .

أما إذا جاءت قيمة «ت» المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية استنتجنا أنه لا يوجد تجانس بين تباين المشاهدتين .

الطريقة التقليدية لدلالة فروق العينتين المترابطتين :

والآن نعود للتحقق من دلالة الفروق بين أداء المجموعة قبل البرنامج وأداؤها بعد البرنامج ونستخدم لذلك قانوناً على الصورة التالية :

$$ت = \frac{\bar{س}_1 - \bar{س}_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2 - 2\,ر \times ع_1 \times ع_2}{ن}}}$$

حيث $\bar{س}_1$ ، $\bar{س}_2$ متوسطا الأداء في المشاهدتين المترابطتين .

$ع_1$ ، $ع_2$ الانحرافان المعياريان للمشاهدتين المترابطتين .

ر معامل ارتباط درجات المشاهدة الأولى بدرجات المشاهدة الثانية .

ن عدد أزواج المشاهدات .

وعلينا أن نقارن قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ت» الحرجة من جدول «ت» عند درجات حرية ن − ١ أى عدد ازواج المشاهدات مطروحاً منه واحد .

طريقة انحرافات الفروق عن متوسط الفروق :

وللسهولة نلجأ إلى حساب قيمة «ت» من قانون اخر يعتمد على الفروق بين درجات المشاهدتين وهذا القانون على الصورة التالية .

$$ت = \frac{\bar{س}_ف}{\sqrt{\frac{مجـ\ ح_ف^2}{ن\,(ن - 1)}}}$$

حيث $\bar{س}_ف$: متوسط فروق المشاهدتان أو فروق متوسطى المشاهدتين أى $\bar{س}_1 - \bar{س}_2$

$ح_ف$: هو انحراف الفروق عن متوسط الفروق

ن : عدد أزواج المشاهدات

وعلينا أن نقارن أيضا قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ت» الجدولية الحرجة عند درجات حرية ن − ١

مثال : طبق اختبار للقدرة على التفكير الناقد على مجموعة من المراهقين قبل حضورهم برنامج أعد لهذا الغرض مدته ٢٤ أسبوعا وبعد حضورهم للبرنامج ، فإذا كان حجم العينة ١٠ أفراد فتحقق من صحة الفرض الذى ينطوى على أن للبرنامج فعالية فى تنمية التفكير الناقد لدى المراهقين إذا جاءت الدرجات .

المشاهدات قبل البرنامج : ١٦ ، ١٥ ، ١١ ، ١٦ ، ١٤ ، ١٤ ، ١١ ، ١٠ ، ٨ ، ١٦ .

المشاهدات بعد البرنامج : ٢٢ ، ١٧ ، ٢١ ، ١٦ ، ٧ ، ١٦ ، ٢٠ ، ١٤ ، ١٢ ، ٢٣ .

على اعتبار اعتدالية توزيع فروق المشاهدتين .

الحل : إذا اعتبرت فروق المشاهدتين موزعة طبيعيا .

كما ذكر فى المسألة فيجب علينا الآن معرفة قيمة معامل الارتباط ، وكذا تجانس التباين .

لحساب معامل الارتباط فإننا سوف نستخدم القانون :

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ س ص} - \text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\sqrt{\left[\text{ن مجـ س}^{2} - (\text{مجـ س})^{2}\right]\left[\text{ن مجـ ص}^{2} - (\text{مجـ ص})^{2}\right]}}$$

وذلك على اعتبار أن س هى درجات المشاهدات أولا .

، ص هى درجات المشاهدات ثانيا .

س :	١٦	١٥	١١	١٦	١٤	١٤	١١	١٠	٨	١٦
ص :	٢٢	١٧	٢١	١٦	٧	١٦	٢٠	١٤	١٢	٢٣
س^{2} :	٢٥٦	٢٢٥	١٢١	٢٥٦	١٩٦	١٩٦	١٢١	١٠٠	٦٤	٢٥٦
ص^{2} :	٤٨٤	٢٨٩	٤٤١	٢٥٦	٤٩	٢٥٦	٤٠٠	١٩٦	١٤٤	٥٢٩
س ص :	٣٥٢	٢٥٥	٢٣١	٢٥٦	٩٨	٢٢٤	٢٢٠	١٤٠	٩٦	٣٦٨

إذن مجـ س = ١٣١   مجـ س^{2} = ١٧٩١

مجـ ص = ١٦٨   مجـ ص^{2} = ٣٠٤٤

مجـ س ص = ٢٢٤٠

إذا $ر = \frac{١٠ \times ٢٢٤٠ - ١٣١ \times ١٦٨}{\sqrt{\left[١٠ \times ١٧٩١ - (١٣١)^٢\right]\left[١٠ \times ٣٠٤٤ - (١٦٨)^٢\right]}}$

ر = ,٣٠ وهى قيمة أكبر من الصفر

وعلينا أن نحسب الانحراف المعيارى للمشاهدات قبل البرنامج وكذا للمشاهدات بعد البرنامج ، والنسبة للمشاهدات قبل البرنامج

$$ع_١ = \sqrt{\frac{مجـ\ س^٢}{ن} - \left(\frac{مجـ\ س}{ن}\right)^٢}$$

$$ع_١ = \sqrt{\frac{١٧٩١}{١٠} - \left(\frac{١٣١}{١٠}\right)^٢}$$

$$ع_١ = ٢,٧٤$$

وبالنسبة للمشاهدات بعد البرنامج :

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{مجـ\ ص^٢}{ن} - \left(\frac{مجـ\ ص}{ن}\right)^٢}$$

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{٣٠٤٤}{١٠} - \left(\frac{١٦٨}{١٠}\right)^٢}$$

$$ع_٢ = ٤,٧١$$

والآن يمكننا التحقق من تجانس تباينى المشاهدتين .

بما أن $ت = \frac{ع_١^٢ - ع_٢^٢}{٢\ ع_١\ ع_٢} \times \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر^٢}}$

$$ت = \frac{(٢,٧٤)^٢ - (٤,٧١)^٢}{٢ \times ٢,٧٤ \times ٤,٧١} \times \sqrt{\frac{١٠ - ٢}{١ - (,٣٠)^٢}}$$

$$ت = \frac{١٦,٠٨-}{٢٥,٨١} \times \sqrt{\frac{٨}{,٩١}}$$

ت = - ٠,٦٢ × ٢,٩٦

= - ١,٨٤

وبصرف النظر عن الإشارة السالبة التى ظهرت فى القيمة السابقة علينا أن نقارنها بجدول ت (بالملاحق) عند درجات حرية ن - ٢ أى عند ٨

نجد أن القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٢,٣١

عند مستوى ٠,٠١ هى ٣,٣٦

وبذلك فإن قيمة ت المحسوبة أقل من القيمة الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ وعلى هذا فالعينتان متجانستان .

وبعد الاطمئنان على أن قيمة معامل الإرتباط أكبر من الصفر وأن هناك تجانساً بين التباينين علينا التحقق من دلالة الفروق ، كما يلى :

الدرجات قبل	الدرجات بعد	الفـرق	انحراف الفروق عن متوسط الفروق $ح_ف$	$ح_ف^٢$
١٦	٢٢	٦	٢,٣	٥,٢٩
١٥	١٧	٢	-١,٧	٢,٨٩
١١	٢١	١٠	٦,٣	٣٩,٦٩
١٦	١٦	صفر	-٣,٧	١٣,٦٩
١٤	٧	- ٧	-١٠,٧	١١٤,٤٩
١٤	١٦	٢	-١,٧	٢,٨٩
١١	٢٠	٩	٥,٣	٢٨,٠٩
١٠	١٤	٤	٠,٣	٠,٠٩
٨	١٢	٤	٠,٣	٠,٠٩
١٦	٢٣	٧	٣,٣	١٠,٨٩
		المجموع = ٣٧	المجموع = صفر	مجـ $ح_ف^٢$ = ٢١٨,١

متوسط الفروق $\overline{س}_ف$ = $\frac{\text{مجموع الفروق}}{\text{عدد أزواج المشاهد}}$

$$\bar{س}_ف = \frac{٣٧}{١٠} = ٣,٧$$

بما أن
$$ت = \frac{\bar{س}_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح_ف^٢}{ن(ن-١)}}}$$

$$ت = \frac{٣,٧}{\sqrt{\frac{٢١٨,١}{١٠(١٠-١)}}}$$

$$ت = \frac{٣,٧}{\sqrt{٢,٤٢}}$$

$$ت = ٢,٣٧$$

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الحرجة الجدولية (النظرية) بدرجات حرية ن – ١ = ٩ في اختبار ذيل واحد نجد أن القيم الجدولية .

عند مستوى ٠٥, هي ١,٨٣

عند مستوى ٠١, هي ٢,٨٢

ويلاحظ أن قيمة ت المحسوبة من القانون ت = ٢,٣٧ أقل من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠١, وأكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند ٠٥, ، ومن ثم توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٥, بين متوسطي أداء المراهقين في اختبار التفكير الناقد قبل البرنامج وبعد البرنامج ، ويمكن القول بأن البرنامج فعال .

ملاحظة : عوضا عن حساب قيمة انحراف الفروق عن متوسط الفروق الذى رمزنا له بالرمز $ح_ف$ يمكن الاعتماد على الفروق (ف) ومربعات الفروق ($ف^٢$) في عرض صورة أخرى لاختبار ت لدلالة فروق عينتين مترابطتين وهذا القانون على هذا الصورة .

$$\text{ت} = \frac{\text{س ف}}{\sqrt{\dfrac{\text{ن مجـ ف}^{٢} - (\text{مجـ ف})^{٢}}{\text{ن}^{٢}\,(\text{ن} - ١)}}}$$

بدرجات حرية ن – ١

مثال : طبق مقياس للاتجاهات نحو الأطفال على عينة من المقبولات بقسم دراسات الطفولة فور التحاقهن بالقسم ، ثم طبق نفس المقياس مرة أخرى فور حصولهن على البكالوريوس وجاءت درجات المقياس فى المرتين كما يلى :

الدرجات عند الالتحاق : ٨ ، ٥ ، ١٤ ، ٦ ، ٩ ، ٩ ، ١٦ ، ٨ ، ١٢ ، ١٠ ، ٧ .

الدرجات عند التخرج : ١٠ ، ١٠ ، ١١ ، ٩ ، ٩ ، ١٨ ، ٢٠ ، ١٤ ، ١٧ ، ١٦ ، ١٧ .

فهل يمكن القول بأن الدراسة لها تأثير على تغيير الاتجاهات نحو الأطفال على افتراض أن فروق الدرجات المتناظرة فى المرتين موزعة طبيعيا .

الحل : على اعتبار أن فروق الدرجات المتناظرة موزعة اعتداليا

لذا وجب علينا الآن حساب من قيمة معامل الارتباط بين الدرجات عند الالتحاق والدرجات عند التخرج ، وكذا التحقق من تجانس التباين .

س	٨	٥	١٤	٦	٩	٩	١٦	٨	١٢	١٠	٧
ص	١٠	١٠	١١	٩	٩	١٨	٢٠	١٤	١٧	١٦	١٧
$\text{س}^{٢}$	٦٤	٢٥	١٩٦	٣٦	٨١	٨١	٢٥٦	٦٤	١٤٤	١٠٠	٤٩
$\text{ص}^{٢}$	١٠٠	١٠٠	١٢١	٨١	٨١	٣٢٤	٤٠٠	١٩٦	٢٨٩	٢٥٦	٢٨٩
س ص	٨٠	٥٠	١٥٤	٥٤	٨١	١٦٢	٣٢٠	١١٢	٢٠٤	١٦٠	١١٩

إذن مجـ س = ١٠٤   مجـ $\text{س}^{٢}$ = ١٠٩٦

مجـ ص = ١٥٣   مجـ $\text{ص}^{٢}$ = ٢٢٨٥

مجـ س ص = ١٥٢٤

$$ر = \frac{١١ \times ١٥٢٤ - ١٠٤ \times ١٥٣}{\sqrt{\left[١١ \times ١٠٩٦ - (١٠٤)^٢\right]\left[١١ \times ٢٢٨٥ - (١٥٣)^٢\right]}}$$

ر = ,٥٨ وهى قيمة أكبر من الصفر

وعلينا أن نحسب الانحراف المعيارى للمشاهدات قبل البرنامج (الدراسة ٤ سنوات) وكذا للمشاهدات عند التخرج .

بالنسبة للمشاهدات قبل الدراسة :

$$ع_١ = \sqrt{\frac{مجـ س^٢}{ن} - \left(\frac{مجـ س}{ن}\right)^٢}$$

$$ع_١ = \sqrt{\frac{١٠٩٦}{١١} - \left(\frac{١٠٤}{١١}\right)^٢}$$

$$ع_١ = ٣,٢٠$$

بالنسبة للمشاهدات بعد التخرج :

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{مجـ ص^٢}{ن} - \left(\frac{مجـ ص}{ن}\right)^٢}$$

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{٢٢٨٥}{١١} - \left(\frac{١٥٣}{١١}\right)^٢}$$

$$ع_٢ = ٣,٧٨$$

والآن يمكننا التحقق من تجانس التباين بين درجات قبل الدراسة ودرجات عند التخرج .

بما أن $ت = \frac{ع_١^٢ - ع_٢^٢}{٢\ ع_١ ع_٢} \times \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر^٢}}$

$$ت = \frac{(٣,٢٠)^٢ - (٤,٧١)^٢}{٢ \times ٣,٢٠ \times ٤,٧١} \times \sqrt{\frac{١١ - ٢}{١ - (,٥٨)^٢}}$$

$$ت = \frac{-١١,٩٤}{٣٠,١٤} \times \sqrt{\frac{٩}{,٦٦}}$$

$$ت = -,٤٠ \times ٣,٦٩$$

$$ت = -١,٤٦$$

وبصرف النظر عن الإشارة السالبة التى ظهرت ، علينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الجدولية عند درجات حرية ن – ٢ اى ٩

القيمة الجدولية

عند مستوى ,٠٥ هى ٢,٢٦

عند مستوى ,٠١ هى ٣,٢٥

وبذلك فإن قيمة ت المحسوبة أقل من القيمة الجدولية عند مستوى ,٠٥ وعلى هذا فالدرجات فى الحالتين لهما تباينان متجانسان ، وعلينا الان التحقق من دلالة الفروق .

عند الالتحاق	عند التخرج	الفرق ف	ف^{٢}
٨	١٠	٢	٤
٥	١٠	٥	٢٥
١٤	١١	٣–	٩
٦	٩	٣	٩
٩	٩	صفر	صفر
٩	١٨	٩	٨١
١٦	٢٠	٤	١٦
٨	١٤	٦	٣٦
١٢	١٧	٥	٢٥
١٠	١٦	٦	٣٦
٧	١٧	١٠	١٠٠
		مجـ ف = ٤٧	مجـ ف^{٢} = ٣٤١

$$\overline{س}_ن = \frac{مجـ ف}{ن}$$

$$\overline{س}_ن = \frac{٤٧}{١١} = ٤,٢٧$$

بما أن $ت = \dfrac{\overline{س}_ن}{\sqrt{\dfrac{ن\ مجـ\ ف^٢ - (مجـ\ ف)^٢}{ن^٢ (ن - ١)}}}$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\dfrac{١١ \times ٣٤١ - (٤٧)^٢}{١١^٢ (١١ - ١)}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\dfrac{٣٧٥١ - ٢٢٠٩}{١٢١٠}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\dfrac{١٥٤٢}{١٢١٠}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{١,٢٧}} = ٣,٧٨$$

وعند درجات حرية ن – ١ أى ١٠

نجد القمية الجدولية لاختبار ذيل واحد

عند مستوى ٠٥, هى ١,٨١

عند مستوى ٠١, هى ٢,٧٦

بالتالى فإن ت المحسوبة داله عند مستوى ٠١,

والدراسة بقسم دراسات الطفولة تغير اتجاهات الطالبات نحو الأطفال .

ويمكن تلخيص الناتج فى جدول على النحو التالى الذى يمكن وضع متوسط الفروق فيه أو المتوسط عند الالتحاق والمتوسط عند التخرج .

المجموعة	متوسط الفروق	حجم العينة	قيمة « ت »	مستوى الدلالة
عند الالتحاق عند التخرج	٤,٢٧	١١	٣,٧٨	,٠١

طريقة ساندلر :

وهناك طريقة ثالثة إقترحها Sandler لمعرفة دلالة الفروق بين متوسطى عينتين مترابطتين (غير مستقلتين) تحسب من القانون التالى :

$$أ = \frac{\text{مجـ ف}^{٢}}{\left[\text{مجـ ف}\right]^{٢}}$$

حيث أ : إحصاءة دلالة الفروق وتشبه ت إلا أنه يتم مقارنة « أ » من جدول ساندلر بالملاحق .

ف : فروق أزواج المشاهدات .

وبعد حساب قيمة « أ » علينا أن نقارنها بقيمة « أ » الحرجة من جدول ساندلر (بالملاحق) عند درجات حرية ن – ١

حيث ن عدد أزواج المشاهدات (عدد الأفراد الذين طبق عليهم الاختبار قبل وبعد البرنامج مثلا) فإذا كانت «أ» المحسوبة من القانون أقل من أو تساوى القيمة الجدولية رفضنا الفرض الصفرى ، أو قلنا أن هناك فروق .

وإذا كانت « أ » المحسوبة من القانون أكبر من القيمة الجدولية قبلنا الفرض الصفرى .

مثال : ومن بيانات المثال السابق

فقد وصلنا إلى أن

مجـ ف = ٤٧

مجـ ف^{٢} = ٣٤١

وكانت ن = ١١

تحقق بطريقة ساندلر من أن الدراسة بقسم دراسات الطفولة لها تأثير على تغيير اتجاهات الملتحقات .

الحل :

$$أ = \frac{\text{مجـ ف}^{2}}{\left[\text{مجـ ف}\right]^{2}}$$

$$أ = \frac{٣٤١}{\left[٤٧\right]^{2}}$$

أ = ,١٥

وبمقارنة القيمة المحسوبة أ بالقيمة الحرجة لساندلر

عند درجات حرية ن - ١

١١ - ١

= ١٠

سوف نجد القيم لاختبار ذيل واحد

عند مستوى ٠٥, هى ,٣٧

عند مستوى ٠١, هى ,٢١

وبالتالى نلاحظ أن القيمة المحسوبة أ = ١٥, أقل من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠١, وبذلك نرفض الفرض الصفرى ، ونقول : إن الدراسة بقسم دراسات الطفولة تغير من اتجاهات الطالبات نحو الأطفال ، وبطبيعة الحال يلاحظ أن درجات الاتجاهات أعلى عند التخرج منها فور الالتحاق .

Paired-samples T-TEST

- - - T - T E S T - - -

VARIABLE	NUMBER OF CASES	MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	(DIFFERENCE) MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	CORR.	2-TAIL PROB.	T VALUE	DEGREES OF FREEDOM	2-TAIL PROB
WCLOTHES	MEDIUM-PRICED WOMEN'S CLOTHES											
		80.7111	30.195	4.501								
	45				-6.3333	17.916	2.671	0.897	0.000	[illegible]	44	0.022
		87.0444	26.192	3.905								
MCLOTHES	MEDIUM-PRICED MEN'S CLOTHES											

ثالثا : دلالة الفروق بين النسب المئوية

Significance of The Difference Between Proportions

فى هذه الحالة لا تتوفر للباحث بيانات فى صورة درجات كما كنا نرى فى الحالات السابقة ، ولكن ما يتوفر لديه هو عدد من الأفراد من عينة عشوائية تميزوا بخاصية ما ، ولتكن الشفاء أو الالتزام فى العمل مقابل بقية هذه العينة العشوائية التى بالطبع لم تشف أو لم تلتزم فى العمل ويقال: إننا أمام نسبة Proportion يمكن حسابها من هذه الأعداد . فإذا كان معروفاً أن استخدام دواء ما يعطى نسبة شفاء عموماً قدرها «أ» فى مجتمع ما ، فلو أخذنا عينة عشوائية من هذا المجتمع تعاملت مع هذا الدواء فجاءت نسبة الشفاء فى هذه العينة أ ١ فمن الممكن فى هذه الحالة الكشف عن الفرق بين نسبة الشفاء كما ظهرت فى العينة ونسبة الشفاء المعروفة فى المجتمع .

وفى بعض الأحيان يكون لدى الباحث حالة أخرى عبارة عن نسبتين مئويتين للنجاح مثلا جاءت من عينتين عشوائيتين مستقلتين ويود التعرف على دلالة الفرق بين النسب المئوية فى العينتين . أننا نكون هنا أيضاً أمام محاولة لدراسة فروق النسب المئوية لعينتين مستقلتين .

وربما واجه الباحث الأمر بطريقة أخرى فقد أراد الكشف عن دلالة فروق النسب المئوية فى نفس العينة The difference Between Two Proportions based on the Same Sample

أو فى عينتين متكافئتين أختيرتا عن طريق المزاوجة Matched Samples

فى مثل هذه الحالات نكون أمام محاولة للكشف عن دلالة الفرق باستخدام النسب المئوية ، وفيما يلى عرض لهذه الأنواع :

١ – مقارنة نسبة عينة بنسبة مجتمع :

فى هذه الحالة نكون أمام عينة عشوائية كبيرة سحبت من مجتمع معلوم مثلما يكون الأمر متعلق بزواج الصغيرات فى الريف أو بالولادة القيصرية مثلا ، وكان معروفاً أن نسبة حدوثها فى المجتمع عموما هى ١٠ ٪ وأخذت عينة عشوائية من النساء اللاتى وضعن بالفعل حجمها ٥٠ سيدة جاءت فيهن ٩ سيدات وضعن بعملية قيصرية ويرغب الباحث فى معرفة : هل البيانات التى جمعها عن عينته العشوائية لا تختلف عما هو معروف .

حينئذ يكون الفرض الصفرى

ف. : أ١ − أ = صفر

أو أ١ = أ

حيث أ١ : النسبة بالعينة العشوائية

أ : النسبة المعروفة فى المجتمع

ونستخدم للتحقق من الفرض الصفرى القانون :

$$Z = \frac{أ_١ - أ}{\sqrt{\frac{أ(١ - أ)}{ن}}}$$

حيث أ١ : النسبة المئوية بالعينة .

أ : النسبة المئوية بالمجتمع .

ن : عدد أفراد العينة .

وعلينا مقارنة قيمة Z المحسوبة بقيمة Z المعيارية المعروفة عن التوزيع الطبيعى والموضحة بالجدول التالى طبقا لكون الفرض البديل موجهاً أو غير موجه .

مستوى الدلالة / نوع الاختبار	,٠٥	,٠١
ذيل واحد (طرف واحد) [الفرض البديل موجه]	± ٢,٦٤٥	± ٢,٣٣
ذيلان (طرفان) [الفرض البديل غير موجه]	± ١,٩٦	± ٢,٥٨

مثال : إذا كان من المعلوم أن واحداً من كل خمسة يدخنون ، وقامت إحدى الدول بحملة توعية عن مضار التدخين استفادت فيها من محاضرات لأساتذة علم النفس وعلم الاجتماع والطب . وللحكم على مدى نجاح تلك الحملة أخذت عينة حجمها ٤٠٠ شخص عشوائيا ووجد من بينهم ٢٩ شخصا لا يزالون يدخنون . هل البيانات تعطى دليلا كافيا على انخفاض نسبة المدخنين ؟

الحل :

نسبة المدخنين أ $= \frac{١}{٥} =$ ٠,٢٠ فى المجتمع .

نسبة المدخنين $أ_١ = \frac{٤٩}{٤٠٠} =$ ٠,١٢ فى العينة .

$$Z = \frac{أ_١ - أ}{\sqrt{\frac{أ(١ - أ)}{ن}}}$$

$$Z = \frac{-٠,٠٨}{\sqrt{\frac{٠,٢٠(١ - ٠,٢٠)}{٤٠٠}}}$$

$$Z = \frac{-٠,٠٨}{٠,٠٢}$$

$$Z = -٤,٠٠$$

وطبقا لاختبار ذيل واحد فإن قيمة Z الحرجة عند مستوى ٠,٠١ هى ٢,٣٣ وبصرف النظر عن الإشارة السالبة ، فإن قيمة Z المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة ، وبالتالى توجد فروق بين نسبة المدخنين فى العينة ونسبتهم فى المجتمع .

ويبدو أن للحملة فعالية على خفض نسبة المدخنين .

ويمكن تلخيص النتائج كما يلى :

مقارنة	النسبة	حجم العينة	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينة المجتمع	١٢٪ ٢٠٪	٤٠٠ –	٤,٠٠	٠,٠١

٢ – دلالة فرق نسبتين من عينتين مستقلتين :

Significance of The Difference Between Two Independent Proportions.

في هذه الحالة نكون أمام عينتين عشوائيتين كبيرتين معروف في كل منهما نسبة عن ظاهرة ما مثلما نكون أمام عينة عشوائية من بين طلاب المدارس الحكومية الثانوية وحددنا فيها نسبة الناجحين في الثانوية العامة ($أ_١$) ولدينا عينة عشوائية من بين طلاب المدارس الخاصة الثانوية وحددنا نسبة الناجحين في الثانوية العامة ($أ_٢$).

ويريد الباحث الان التحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

« لا تختلف نسبة نجاح طلاب الثانوية العامة باختلاف نوعية المدارس التى يدرسون بها خاصة أم حكومية »

ويكون الفرض الصفرى هنا

$ف_٠ : أ_١ - أ_٢ = صفر$

أو $أ_١ = أ_٢$

وعلى اعتبار أننا على علم بحجم العينة من طلاب المدارس الحكومية $ن_١$

وحجم العينة من طلاب المدارس الخاصة $ن_٢$

فإنه يمكن الكشف عن الفروق باستخدام القانون :

$$Z = \frac{أ_١ - أ_٢}{\sqrt{ق\,(١ - ق)\left[\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}\right]}}$$

حيث $أ_١$: نسبة الناجحين بالعينة الأولى

$أ_٢$: نسبة الناجحين بالعينة الثانية

$ن_١$: عدد أفراد العينة الأولى

$ن_٢$: عدد أفراد العينة الثانية

أما ق فهى تحسب من القانون

$$ق = \frac{أ_١ \times ن_١ + أ_٢ \times ن_٢}{ن_١ + ن_٢}$$

وعلينا أن نقارن قيمة Z المحسوبة من القانون السابق بقيمة Z الحرجة (المعيارية من الجدول السابق) .

مثال : اختيرت مجموعتان عشوائيتان من مرضى السرطان متشابهتان في مستوى وموضع المرض ، وكان حجم العينة الأولى ٥٣ مريضا وحجم العينة الثانية ٤٧ مريضا واستخدم مع كل مجموعة نوع مختلف من الدواء ، فإذا جاءت نسبة الشفاء في المجموعة الأولى ٢٤ ٪ وجاء عدد من شفي في المجموعة الثانية ٨ أفراد . فهل هناك دلائل تشير إلى اختلاف نسب الشفاء باستخدام كل دواء ؟

الحل :

$$أ_١ = ٢٤ \qquad أ_٢ = \frac{٨}{٤٧} = ,١٧$$

$$ن_١ = ٥٣ \qquad ن_٢ = ٤٧$$

$$ق = \frac{أ_١ \times ن_١ + أ_٢ \times ن_٢}{ن_١ + ن_٢}$$

$$= \frac{,٢٤ \times ٥٣ + ,١٧ \times ٤٧}{٥٣ + ٤٧}$$

$$= \frac{٢٠,٧١}{١٠٠}$$

$$= ,٢١$$

بما أن $Z = \dfrac{أ_١ - أ_٢}{\sqrt{ق\,(١ - ق)\left[\dfrac{١}{ن_١} + \dfrac{١}{ن_٢}\right]}}$

$$Z = \frac{,٢٤ - ,١٧}{\sqrt{,٢١\,(١ - ,٢١)\left[\frac{١}{٥٣} + \frac{١}{٤٧}\right]}}$$

$$Z = \frac{,٠٧}{\sqrt{,٢١ \times ,٧٩\,[,٠٤]}}$$

$$Z = ,٨٦$$

وواضح أن قيمة Z المحسوبة أقل من قيمة Z الحرجة عند مستوى٥٠, لاختبار ذيلين (١,٩٦) .

وعلى هذا فليس لأحد الدواءين فعاليه أكثر من الاخر .

ويمكن تلخيص النتائج كما يلى :

العينـــة	النسـبة	حجم العينة	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
الأولى الثانية	٢٤٪ ١٧٪	٥٣ ٤٧	,٨٦	غير دالة

٣ – دلالة فرق نسبتين من عينتين مترابطتين

Significance of the Difference Between Two Correlated Proportion.

يستخدم هذا النوع فى حالة وجود عينة واحدة تم التطبيق عليها مرتين متتاليتين وتم الحصول على نسب مئوية للنجاح مثلا فى كل مرة . وكذا فى حالة وجود عينة من التوائم وتحسب النسب لدى كل فئة . أو تحسب النسب المئوية لمن أجاب إجابة صحيحة فى عينتين اختيرتا عن طريق المزواجة ... وغير ذلك من الأمثلة ..

فى هذه الحالة وجب علينا أن نكون جدولا رباعى الخلايا على النمط (٢ × ٢) كما يوضحه الشكل التالى فى مثال بشأن وجهة النظر فى عمل المرأة قبل محاضرة وبعدها قام بها فريق من الإخصائيين .

قبل المحاضرة

بعد المحاضرة	أرفض	موافق	
موافق	أ	ب	أ + ب
أرفض	جـ	د	جـ + د
	أ + جـ	ب + د	

حيث أ : عدد الذين رفضوا عمل المرأة قبل استماعهم للمحاضرة ووافقوا بعد المحاضرة .

ب : عدد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة ووافقوا بعد المحاضرة .

جـ : عدد الذين رفضوا عمل المرأة قبل المحاضرة ورفضوا بعد المحاضرة .

د : عدد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة ورفضوا بعد المحاضرة .

علينا أن نحسب النسبة المئوية لجميع التكرارات الموجودة داخل وخارج الجدول السابق وبذلك يصبح الجدول للنسب المئوية بدلا من التكرارات ، ويكون كما بالشكل التالى :

قبل المحاضرة

بعد المحاضرة	أرفض	موافق	
موافق	أَ	بَ	أَ + بَ
أرفض	جَـ	دَ	جَـ + دَ
	أَ + جَـ	بَ + دَ	

للتحقق من صحة الفرض القائل : « لا توجد فروق بين نسبتي الأفراد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة وبعدها »

نستخدم قانونا على هذه الصورة .

$$Z = \frac{(\text{أَ} + \text{بَ}) - (\text{بَ} + \text{دَ})}{\sqrt{\dfrac{\text{أَ} + \text{دَ}}{\text{ن}}}}$$

حيث ن : عدد أفراد العينة جميعا

وعلينا أن نقارن قيمة Z الناتجة بالقيم المعيارية المعروفة .

مثال : حصرت أعداد الموافقين والرافضين على نظام الثانوية العامة الجديد قبل حضور ندوة بخصوص هذا النظام وبعد حضورها وجاءت البيانات كما يلى :

		بعد: أرفض	بعد: موافق
قبل	موافق	١٠	٥٠
	أرفض	١١٠	٣٠

تحقق من أن المحاضرة لها فعالية على تغيير الاتجاهات .

الحل : يلاحظ أن عدد أفراد العينة ٢٠٠

علينا أن نحسب النسب المئوية لجميع الخلايا وكذا مجاميع النسب خارج الجدول كما يلى:

		بعد: أرفض	بعد: موافق	
قبل	موافق	,٠٥	,٢٥	,٣٠
	أرفض	,٥٥	,١٥	,٧٠
		,٦٠	,٤٠	

$$Z = \frac{,٤٠ - ,٣٠}{\sqrt{\dfrac{,٠٥ + ,١٥}{٢٠٠}}}$$

$$Z = \frac{,١٠}{,٠٣٢}$$

$$= ٣,١٣$$

وواضح أن قيمة Z أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠١, بخصوص اختبار ذيل واحد وهى ٢,٣٣

وبذلك تكون هناك فروق بين نسب الموافقين قبل البرنامج عنها بعد البرنامج

ملاحظة : هناك صورة أخرى لقانون Z الخاص بدلالة فروق النسب المرتبطة أشار إليها Ferguson و Takane ولا تستخدم النسب بل تعتمد على التكرارات وهى:

$$Z = \frac{\text{د} - \text{أ}}{\sqrt{\text{د} + \text{أ}}}$$

حيث أ : عدد الذين رفضوا قبل ووافقوا بعد .

د : عدد الذين وافقوا قبل ورفضوا بعد .

ملاحظة : وعند استخدام اختبار Z لدلالة فروق النسب المرتبطة يمكن أن يظهر لأزواج الملاحظات (قبل – بعد) ارتباط يكون موضوعاً فى الاعتبار عند اختبار فروق النسب .

ملاحظات عامة :

حينما يتوصل الباحث إلى أن قيمة «ت» لدلالة الفروق للمتوسطات المستقلة أو قيمة "Z" لدلالة الفروق للنسب المستقلة دالة إحصائيا ،فهذا يشير إلى دور المتغير المستقل غير المنعدم على المتغير التابع موضع الاهتمام ، ولكن لا يجب أن نكتفى بالدلالة الإحصائية للقيمة التى حصلنا عليها حتى وإن كانت مرتفعة .

إن هناك من الباحثين من يعتمد فى تقرير النتائج فقط على قيمة «ت» أو قيمة "Z" وربما يغالى فى تفسير هذه النتائج رغم أنه ربما لا يكون لها قيمة من الناحية العملية أو الميدانية مما يوقعنا فى بركة من ماء المعالجات أوشك أن يكون اسناً. وهذا ما يحبذ عدم الاكتفاء بحساب تلك القيم ومعرفة دلالتها الإحصائية بل كذلك إيجاد مقدار العلاقة بين المتغير المستقل والتابع ، وذلك من قانون معامل الارتباط الثنائى على النحو التالى :

إذا كانت النسبه المحسوبة للكشف عن دلالة الفروق هى «ت»

تحسب العلاقة القائمة بين المتغيرين بالقانون :

$$\eta = \sqrt{\frac{ت^{٢}}{ت^{٢} + \text{درجات حرية ت}}}$$

ودرجات الحرية هنا تحسب فى ضوء كون العينتين مستقلتين ومتجانستين أو مستقلتين وغير متجانستين حيث η يسمى ايتا وهو رمز لاتينى The Greek Letter eta

وإذا كانت النسبة المحسوبة للكشف عن دلالة الفروق هى "Z"

تحسب العلاقة القائمة بين المتغيرين بالقانون

$$\eta = \sqrt{\frac{Z^{٢}}{Z^{٢} + ن_{١} + ن_{٢} - ٢}}$$

حيث $ن_{١} + ن_{٢}$ حجما العينتين

مثال : نفرض أن باحثا حصل على قيمة ت = ٣,٧٥

عندما قارن مجموعتين متجانستين إحداهما درست بطريقة حديثة والأخرى درست بالطريقة التقليدية وكان حجما العينتين ١٠ ، ١٥ على الترتيب فى اتجاه الطريقة الحديثة حيث كان لها متوسط أعلى ، فهل لهذه النتيجة أهمية من الناحية العملية أو التطبيقية ؟

الحـل : علينا أن نحسب قوة العلاقة

$$ر = \sqrt{\frac{ت^{٢}}{ت^{٢} + \text{درجات الحرية}}}$$

حيث أن المجموعتين متجانستان إذن د . ح = $ن_{١} + ن_{٢} - ٢$

أى أن د . ح = ١٠ + ١٥ – ٢ = ٢٣

$$\text{إذن } ر = \sqrt{\frac{(٣,٧٥)^{٢}}{(٣,٧٥)^{٢} + ٢٣}}$$

$$= \sqrt{\frac{١٤,٠٦}{١٤,٠٦ + ٢٣}}$$

$= \sqrt{,٣٧}$

$= ,٦٢$

وهذا يعنى أن (,٦٢)^٢ [تسمى قيمة معامل التحديد] أى ٣٧٪ من تباين الدرجات يعزى إلى الطريقة الجديدة ، وأن ٦٣٪ من التباين لا يعزى إلى هذه الطريقة.

مثال : نفرض أن باحثا حصل على Z = ٢,٣٩ عندما وجد نسبة من شفى بدواء مكلّف أعلى من نسبة من شفى بدواء رخيص الثمن حينما أقام بحثه على مجموعتين من المرضى حجميهما ١١ ، ١٠ فهل للدواء الجديد أهمية تطبيقية إذا كان الباحث قد توصل إلى نسب شفاء أكثر باستخدام الدواء المكلّف .

الحل :

$$ر = \sqrt{\frac{(٢,٣٩)^٢}{(٢,٣٩)^٢ + ١٩}}$$

$$ر = \sqrt{,٢٣}$$

$$ر = ,٤٨$$

أى أن $(,٤٨)^٢$ أى ٢٣٪ من نسب الشفاء تعود للدواء الجديد المكلف بينما ٧٧٪ من نسب الشفاء لا يعود للدواء الجديد المكلف .

ملاحظة هامة : Gain - Score

حينما لايريد الباحث ضبط المتغير التابع قبل التجربة ، أو لايرغب فى استبعاد بعض أفراد العينة موضوع الاهتمام لسبب أو لآخر . وكان هدفه إيجاد الفرق بين درجات عينتين مستقلتين .

فإن من الممكن إيجاد فرق الدرجات المتناظرة القبلية عن البعدية فى العينة الأولى مع مراعاة أخذ الاشارات السالبة فى الاعتبار أن وجدت واعتبار القيم الناتجة من هذه الفروق هى درجات المفحوصين فى العينة الأولى ونحسب لها المتوسط والانحراف المعيارى وبالطبع معروف عدد أفراد هذه العينة . واتباع نفس السابق مع درجات العينة الثانية . وهذا ما يعرف بـ Gain - Score

ولإيجاد دلالة الفروق بين العينتين نستخدم اختبار «ت» أما للعينات المتجانسة أو غير المتجانسة أو غيرها . ويسمى هذا الأسلوب Gain - Score الذى يعتبر درجة المفحوص هى الفرق بين درجته الأولى أو أولاً ودرجته ثانياً أو درجته قبل ودرجته بعد أو درجته القبلية ودرجته البعدية .

الفصل الرابع

التصميم التجريبي بأكثر من معالجتين للقياسات المستقلة

مقـــدمة :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات الأولى من الأطفال ، والثانية من المراهقين والثالثة من الشباب ، وأردنا مقارنة المجموعات الثلاث فى متغير مثل مفهوم الذات بمعنى أننا فى حاجة إلى معرفة الأثر النسبى لمراحل النمو على مفهوم الذات .

ربما يتطرق ذهن البعض إلى فكرة استخدام اختبار «ت» لجميع أزواج المقارنات الممكنة ، أى استخدام اختبار «ت» لمقارنة الأطفال بالمراهقين ثم استخدامه مرة أخرى لمقارنة الأطفال بالشباب ثم استخدامه مرة ثالثة لمقارنة المراهقين بالشباب . أن هذه الفكرة تبعدنا عن الصواب لعدد من الأسباب :

١ - الجهد المبذول فى عقد المقارنات :

إن عدد المقارنات اللازمة لكل زوج من المتوسطات بطبيعة الحال يتوقف على عدد المجموعات بحيث أن

$$\text{عدد المقارنات} = \frac{\text{عدد المجموعات} \times (\text{عدد المجموعات} - ١)}{٢}$$

وفى مثالنا السابق كان لدينا ثلاث مجموعات (أطفال - مراهقون - شباب) ولزم الأمر إستخدام إختبار «ت» ثلاث مرات . أما إذا كان لدينا خمس مجموعات مثلا كويتيون - سعوديون - مصريون - سودانيون - مغاربه فيكون مطلوب عقد $\frac{٥ \times ٤}{٢}$ أى ١٠ مقارنات .

أى أن عدد المقارنات يزداد بزيادة عدد المجموعات أى بزيادة عدد المتوسطات موضع المقارنة .

٢ - إضعاف عملية المقارنة :

عند كل استخدام لاختبار «ت» تعتمد المقارنة على زوج واحد فقط من المتوسطات ، لأننا نستخدم المتوسطين الخاصين بالمجموعتين محور الاهتمام وبالتالى نهمل مؤقتا بقية المعلومات عن المجموعات الأخرى ، التى من الواجب أخذها فى الاعتبار ، لأنها بطبيعتها جزء لا يجب أن ينفصل وإدخاله يجعل المقارنة أقوى لو توفر أسلوب يعقد المقارنات جميعها فى أن واحد وليس فى صورة ثنائيات .

٣ – مخاطرة الوقوع فى خطأ من النمط الأول [نمط (١)] :

معروف أن الخطأ من النمط الأول Type One Error هو رفض الفرض الصفرى عندما يكون صحيحا أو من الواجب قبوله وتكرار استخدام إختبار « ت » يزيد المخاطرة Risk فى ارتكاب خطأ من هذا النوع . لأن عدد المقارنات ومستوى الدلالة يرتبطان باحتمالية الوقوع أو ارتكاب خطأ أو أكثر من النمط الأول طبقا للعلاقة التالية :

احتمالية الوقوع فى خطأ نمط (١) = ١ – $(١ - \propto)^{ر}$

حيث ر : عدد المقارنات

، ∝ : مستوى الدلالة المستخدم فى هذه المقارنات (احتمال الوقوع فى خطأ)

ولعلنا نعرف أن اختيارنا لمستوى دلالة ٠٥, يعنى أننا عرضة لرفض الفرض الصفرى فى الوقت الذى كان من الواجب قبوله ٥٪ من المرات .

وفى حالة وجود ثلاث مجموعات (طلاب ابتدائى – طلاب ثانوى – طلاب جامعة) تبدو الحاجة إلى ثلاث مقارنات ر = ٣ وعند مستوى دلالة ٠٥, أى ∝ = ٠٥, فإن احتمالية ارتكاب خطأ من النمط (١)

= ١ – $(١ - ٠٥,)^{٣}$

= ١ – $(٩٥,)^{٣}$

= ١ – ٨٦,

= ١٤,

أى ما يقرب من ثلاثة أمثال مستوى الدلالة ٠٥, الذى سوف يختار إذا تم عقد مقارنة واحدة فقط للثلاث متوسطات فى ان واحد وفى حالة وجود خمس مجموعات (كويتيون – سعوديون – مصريون – سودانيون – مغاربه) تبدو الحاجة إلى ١٠ مقارنات أى ر = ١٠ وعند مستوى دلالة ٠٥, أى ∝ = ٠٥, فإن احتمالية الوقوع فى خطأ من النمط (١) مرة أو أكثر .

= ١ – $(١ - ٠٥,)^{١٠}$

= ١ – $(٩٥,)^{١٠}$

= ١ − ٦٠,

= ٤٠,

أى ما يقرب من ثمانية أمثال مستوى الدلالة ٠٥,

ويلاحظ أن كثرة عدد المقارنات باستخدام اختبار «ت» وذلك تبعا لزيادة عدد المجموعات (المتوسطات) يزيد من احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط (١) بمعنى زياده احتمالية رفضنا للفرض الصفرى (القائل بعدم وجود فروق) . أى زيادة قبولنا لوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات فى الوقت الذى تكون هذه الفروق ليست فى الحقيقة ذات دلالة إحصائية .

٤ – إضطراد الوقوع فى خطأ نمط (١) :

إن المقارنات بين متوسطات المجموعات على أساس مجموعتين فى كل مره للمقارنة يجعلنا نفرض استقلالية المتوسطات فى الوقت الذى هى فيه ليست مستقلة فى الواقع ، وهذا يزيد من احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط (١) بدرجة أكبر من القيمة التى تحسب طبقا للمعادلة السابقة .

تحليل التباين الأحادي الاتجاه One Way Analysis of Variance

ولنقاط الضعف السابقة عند استخدام اختبار «ت» فى حالة وجود أكثر من مجموعتين بهدف المقارنة اقترح السير رونلاد فشر Sir R. Fisher أسلوب إحصائى يمكنه عقد هذه المقارنات فى ان واحد وأطلق عليه تحليل التباين . وقد كان لبيرت Burt الريادة فى تطبيق هذا الأسلوب فى العلوم النفسية والتربوية .

وهناك أشكال لتحليل التباين تتوقف على عدد المتغيرات المستقلة والتابعة . وأبسط أنواعها تحليل التباين الأحادى الذى يهتم بالكشف عن الفروق أو الاختلافات فى ظاهرة بين عدد من المجموعات أو فى متغير تابع واحد ، وكل مجموعة من هذه المجموعات يطلق عليها معالجة Treatment

ومن المعروف أن التباين هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط ، أى أنه مربع الانحراف المعيارى .

أى أن التباين = ع٢

وحينما يكون لدينا مجموعتان مثلا الأولى من الذكور والثانية من الإناث طبق

عليهم اختبار فى الذكاء وجاءت إحصاءات المجموعة الأولى $ن_١$ ، $\overline{س}_١$ ، $ع_١$

وإحصاءات المجموعة الثانية $ن_٢$ ، $\overline{س}_٢$ ، $ع_٢$

فيمكننا حساب المتوسط الكلى للمجموعتين وكذا الانحراف المعيارى لهما معا طبقا للقوانين التالية :

$$\overline{س} \text{ المتوسط الكلى (الوزنى) } = \frac{ن_١ \times \overline{س}_١ + ن_٢ \times \overline{س}_٢}{ن_١ + ن_٢}$$

ع الانحراف المعيارى الكلى (الوزنى)

$$= \sqrt{\frac{ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢} + \frac{ن_١ \left(\overline{س}_١ - \overline{س}\right)^٢ + ن_٢ \left(\overline{س}_٢ - \overline{س}\right)^٢}{ن_١ + ن_٢}}$$

وبالتالى يكون التباين الكلى

$$= \frac{ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢} + \frac{ن_١ \left(\overline{س}_١ - \overline{س}\right)^٢ + ن_٢ \left(\overline{س}_٢ - \overline{س}\right)^٢}{ن_١ + ن_٢}$$

ويدل الجزء الأول من القانون السابق $\frac{ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢}$ على التباين الداخلى للمجموعتين ، أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة لمتوسطها ، وهكذا حسب تباين البنات بالنسبة لمتوسط درجات البنات وحسب تباين البنين بالنسبة لمتوسط درجات البنين ، ونسمى ذلك النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within Groups .

ويدل الجزء الثانى من القانون السابق $\frac{ن_١ \left(\overline{س}_١ - \overline{س}\right)^٢ + ن_٢ \left(\overline{س}_٢ - \overline{س}\right)^٢}{ن_١ + ن_٢}$ على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزنى ، أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة للمتوسط الوزنى للمجموعتين ، ونسمى هذا

النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups .

وعلى ذلك فإن

التباين الكلى = التباين داخل المجموعات + التباين بين المجموعات

وبما أن هذه الإضافة تقوم فى جوهرها على جمع المربعات ، إذن يمكن أن نعيد صياغة المعادلة السابقة كما يلى :

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

ويعتمد تحليل التباين فى صورته النهائية على الكشف عن مدى اقتراب التباين بين المجموعات من التباين داخل المجموعات أو مدى إبتعاده عنه . ويقاس ذلك بإيجاد النسبة بين تقديرى التباين أو خارج قسمتيهما كما اقترحها فشر Fisher وأطلق عليها نسبة «ف» F Ratio حيث

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

ونحصل على قيمة التباين بين المجموعات بأن نوجد متوسط مجموع مربعات انحرافات كل مجموعة عن متوسطها ثم نجمع هذه القيم الناتجة للمجموعات موضع الاهتمام وهذا الجمع ممكن بشرط تجانس تباين هذه المجموعات بمعنى تساوى تباين مجتمعات المجموعات موضع الاهتمام .

ونحصل على قيمة التباين داخل المجموعات (ويسمى تباين الخطأ) بأن نوجد مجموع مربعات انحرافات متوسط كل من المجموعات موضع الاهتمام عن المتوسط العام $\bar{\text{س}}$ ثم نجمع القيم الناتجة .

وبطبيعة الحال فإنه كلما كان التباين بين المجموعات أكبر من التباين داخل المجموعات كان الناتج وهو قيمة «ف» أكبر وزادت احتمالية الحصول على دلالة إحصائية لهده القيمة الناتجة من خارج قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات ، وتحدد قيمة هذه النسبه ما إذا كان تقديرا التباين مستمدين من مجتمع واحد ، أما إذا كان التقديران مختلفين فإننا نستنتج أن الأمر لا يعزى إلى الصدفة وإنما إلى اختلاف المجموعات ، وهذا يتطلب تحديد مستوى دلالة للتحقق من

صحة الفرض الصفرى ، وذلك بالرجوع إلى جدول الدلالة الإحصائية لـ « ف » بالملاحق .

والتصميم يمكن تلخيصه على النحو التالى :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات (أطفال – مراهقون – شباب) تم تطبيق اختبار لمفهوم الذات على كل مجموعة وحصلنا على بيانات أو درجات ، فعلينا أن نحسب لكل مجموعة من هذه المجموعات الإحصاءات التالية :

ن عدد أفراد المجموعة

مجـ س مجموع الدرجات لكل مجموعة .

مجـ $س^{٢}$ مجموع مربعات الدرجات لكل مجموعة .

$\overline{س}$ متوسط كل مجموعة .

ع الانحراف المعيارى لكل مجموعة

$\overline{\overline{س}}$ المتوسط الكلى (الوزنى) للمجموعات الثلاث

علما بأن :

$$\overline{س} = \frac{\text{مجـ } س}{ن}$$

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجـ } س^{٢}}{ن} - \left(\frac{\text{مجـ } س}{ن}\right)^{٢}} \quad \text{أو } ع = \sqrt{\frac{\text{مجـ}\left(س - \overline{س}\right)^{٢}}{ن}}$$

$$\overline{\overline{س}} = \frac{\overline{س}_{١} + \overline{س}_{٢} + \overline{س}_{٣} + \dots}{٣}$$ إذا كانت المجموعات متساوية الأحجام .

$$\text{أو } \overline{\overline{س}} = \frac{ن_{١} \times \overline{س}_{١} + ن_{٢} \times \overline{س}_{٢} + ن_{٣} \times \overline{س}_{٣} + \dots}{ن_{١} + ن_{٢} + ن_{٣}}$$

إذا كانت المجموعات غير متساوية الأحجام .

ثم نطبق الخطوات القادمة وللسهولة على نفس النسق الموضح

داخل المجموعات

(أ) نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= ن_{١} \times ع_{١}^{٢} + ن_{٢} \times ع_{٢}^{٢} + ن_{٣} \times ع_{٣}^{٢} + ...$$

(ب) نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات − عدد المجموعات

(جـ) نحسب التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (أ)}}{\text{الخطوة (ب)}}$

بين المجموعات

١ − نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ن_{١} \left[\bar{س}_{١} - \bar{س} \right]^{٢} + ن_{٢} \left[\bar{س}_{٢} - \bar{س} \right]^{٢} + ن_{٣} \left[\bar{س}_{٣} - \bar{س} \right]^{٢} + ...$$

٢ − نحسب درجات الحرية بين المجموعات

= عدد المجموعات − ١

٣ − نحسب التباين بين المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$

(i) احسب مجموع المربعات الكلي = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

(ii) احسب درجات حرية المجموع الكلي للمربعات = درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات .

(iii) احسب النسبة الفائية ف = $\frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

وينبغي أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة « ف » بمقارنتها بجدول دلالة « ف » المرفق بالملاحق عند درجات حرية بين المجموعات (نأخذها من الصف الأول من الجدول بالملاحق) وداخل المجموعات (نأخذها من العمود الأول من الجدول بالملاحق)

علينا أن نرصد النتائج التي حصلنا عليهاطبقاً لأرقام الخطوات السابقة في جدول كالشكل التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١	٢	٣	iii	المقارنة بالملاحق
داخل المجموعات (الخطـأ)	أ	ب	حـ		
الكلى	i	ii			

مثال : طبق اختبار للقلق على ثلاث مجموعات من مراحل عمرية (نمو مختلفة وجاءت درجاتهم كما يلي

الطفولة المتأخرة : ٧ ، ٩ ، ٥ ، ٤

المراهقة : ١٢ ، ٦ ، ١٧ ، ٨ ، ١٢

الشباب : ٤ ، ٨ ، ٨ ، ٦ ، ٤ ، ٥

والمطلوب التحقق من صحة الفرض القائل : « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في القلق بين الأطفال والمراهقين والشباب » .

الحل :

أطفال		مراهقين		شباب	
س$_1$	س$_1^2$	س$_2$	س$_2^2$	س$_3$	س$_3^2$
٧	٤٩	١٢	١٤٤	٤	١٦
٩	٨١	٦	٣٦	٨	٦٤
٥	٢٥	١٧	٢٨٩	٨	٦٤
٤	١٦	٨	٦٤	٦	٣٦
		١٢	١٤٤	٤	١٦
				٥	٢٥
ن$_1$ = ٤	مجـ س$_1^2$	ن$_2$ = ٥	مجـ س$_2^2$	ن$_3$ = ٦	مجـ س$_3^2$
مجـ س$_1$ = ٢٥	= ١٧١	مجـ س$_2$ = ٥٥	= ٦٧٧	مجـ س$_3$ = ٣٥	= ٢٢١

علينا حساب قيم المتوسطات

$$\bar{س}_١ = \frac{مجـ\ س_١}{ن_١} = \frac{٢٥}{٤} = ٦,٢٥$$

$$\bar{س}_٢ = \frac{مجـ\ س_٢}{ن_٢} = \frac{٥٥}{٥} = ١١$$

$$\bar{س}_٣ = \frac{مجـ\ س_٣}{ن_٣} = \frac{٣٥}{٦} = ٥,٨٣$$

$$\bar{س} = \frac{ن_١ \times \bar{س}_١ + ن_٢ \times \bar{س}_٢ + ن_٣ \times \bar{س}_٣ + \dots}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣}$$

$$= \frac{(٤ \times ٦,٢٥) + (٥ \times ١١) + (٦ \times ٥,٨٣)}{٤ + ٥ + ٦}$$

$$= \frac{١١٤,٩٨}{١٥}$$

$$= ٧,٦٧$$

وعلينا حساب قيم الانحرافات المعيارية

$$ع_١ = \sqrt{\frac{مجـ\ س_١^٢}{ن_١} - \left(\frac{مجـ\ س_١}{ن}\right)^٢}$$

$$= \sqrt{\frac{١٧١}{٤} - (٦,٢٥)^٢}$$

$$= \sqrt{٣,٦٩}$$

$$ع_١ = ١,٩٢$$

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{مجـ س_٢^٢}{ن_٢} - \left(\frac{مجـ س_٢}{ن_٢}\right)^٢}$$

$$= \sqrt{\frac{٦٧٧}{٥} - (١١)^٢}$$

$$ع_٢ = ٣,٧٩$$

$$ع_٣ = \sqrt{\frac{٢٢١}{٦} - (٥,٨٣)^٢}$$

$$ع_٣ = ١,٦٨$$

والآن علينا حساب الخطوات بخصوص داخل المجموعات :

(أ) نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢ + ن_٣ \times ع_٣^٢$$

$$= ٤ (١,٩٢)^٢ + ٥ (٣,٧٩)^٢ + ٦ (١,٦٨)^٢$$

$$= ١٠٣,٥١$$

(ب) نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات − عدد المجموعات

$$= ١٥ - ٣$$

$$= ١٢$$

(جـ) نحسب التباين (متوسط المربعات) داخل المجموعات

$$= \frac{١٠٣,٥١}{١٢}$$

$$= ٨,٦٤$$

وكذلك بالمثل علينا حساب الخطوات بخصوص بين المجموعات :

١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ن_١ \left[\overline{س_١} - \overline{\overline{س}} \right]^٢ + ن_٢ \left[\overline{س_٢} - \overline{\overline{س}} \right]^٢ + ن_٣ \left[\overline{س_٣} - \overline{\overline{س}} \right]^٢$$

$$= ٤ \left[٦,٢٥ - ٧,٦٧ \right]^٢ + ٥ \left[١١ - ٧,٦٧ \right]^٢ + ٦ \left[٥,٨٣ - ٧,٦٧ \right]^٢$$

$$= ٨,٠٦ \quad + \quad ٥٥,٤٥ \quad + \quad ٢٠,٣١$$

$$= ٨٣,٨٢$$

٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات

= عدد المجموعات - ١

$$= ٣ \quad - \quad ١$$

$$= ٢$$

٣ - نحسب التباين (متوسط المربعات) بين المجموعات

$$= \frac{٨٣,٨٢}{١٢}$$

$$= ٤١,٩١$$

وكذلك علينا حساب خطوات التباين الكلى :

(i) نحسب مجموع المربعات الكلى

= مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ١٠٣,٥١ \quad + \quad ٨٣,٨٢$$

$$= ١٨٧,٣٣$$

(ii) نحسب درجات حرية المجموع الكلى للمربعات

= درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات

$$= ١٢ \quad + \quad ٢$$

$$= ١٤$$

(iii) نحسب النسبة الفائية ف = $\frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$$\text{ف} = \frac{٤١,٩١}{٨,٦٤}$$

$$= ٤,٨٥$$

وعلينا أن نقارن قيمة «ف» المحسوبة بالقيم النظرية أو الجدولية من جدول الدلالة الإحصائية لـ «ف» بالملاحق ، وذلك عند درجات

حرية ٢ من الصف الأول ، ١٢ من العمود الأول

سوف نجد القيم الجدولية :

عند مستوى ٠٥, هى ٣,٨٨

عند مستوى ٠١, هى ٦,٩٣

ويلاحظ أن قيمة «ف» المحسوبة (٤,٨٥) أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠٥, فقط .

إذن فالفروق القائمة بين درجات القلق فى هذه المجموعات فروق جوهرية لها دلالتها الإحصائية .

وعلى الباحث أن يفسر معنى هذه الفروق وأسبابها

والجدول التالى يلخص النتائج السابقة :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٨٣,٨٢	٢	٤١,٩١		
داخل المجموعات (الخطأ)	١٠٣,٥١	١٢	٨,٦٤	٤,٨٥	٠,٠٥
الكلى	١٨٧,٣٣	١٤			

ملاحظة : فى بعض الحالات ربما جاءت أحجام العينات $ن_١$ ، $ن_٢$ ، $ن_٣$ متساوية

ويمكن اتباع نفس الخطوات السابقة مع وضع $ن_١ = ن_٢ = ن_٣ = ن$

وبطبيعة الحال فسوف تكون عمليات الاختصار أسهل .

ويأتى شكل النتائج عند الاعتماد على حزمة البرامج Spss- X كما تظهر بالجدول التالى :

Analysis of variance table from ONEWAY

ONEWAY

Variable WELL — SENSE OF WELL-BEING SCALE
By Variable EDUC6 — EDUCATION IN 6 CATEGORIES

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	D.F.	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARES	F RATIO	F PROB.
BETWEEN GROUPS	5	361.3217	72.2643	11.5255	.0000
WITHIN GROUPS	494	3097.3463	6.2699		
TOTAL	499	3458.6680			

مقياس قوة العلاقة في تحليل التباين بين المتغير المستقل والمتغير التابع :

من الملاحظ أن بعض الباحثين يعتمدون فى تقرير نتائجهم على الدلالةالإحصائية للنسبة الفائية دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرين ، وتصبح هناك مغالاة فى تفسير النتائج اعتماداً على دلالة قيمه « ف » على الرغم من أنه ربما لا تكون لها قيمة من الناحية التطبيقية أو العملية . ولذلك فإذا وجد الباحث أن قيمه النسبة الفائية دالة إحصائياً ، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو مراحل النمو فى مثالنا السابق) له تأثير غير صفرى على المتغير التابع (القلق فى مثالنا السابق) ، ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين . وربما كانت دلالة « ف » إحصائياً لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين .

ويمكن تحديد مقدار العلاقة بقانون على الشكل التالى :

$$\in = \sqrt{\frac{(\text{ف} - ١) \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}}{\left[\text{ف} \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}\right] + \text{درجات الحرية داخل المجموعات}}}$$

والرمز $\in$ يقرأ ايبسلون (معامل ايبسلون) .

ف قيمة ف المحسوبة فى تحليل التباين .

ومن المثال السابق نلاحظ أننا حصلنا على :

ف = ٨,٤٥   دالة عن ٠٥,

درجات الحرية بين المجموعات = ٢

درجات الحرية داخل المجموعات = ١٢

إذن $\epsilon = \sqrt{\frac{٢ \times (٤,٨٥ - ١)}{٢ \times ٤,٨٥ + ١٢}}$

$$\epsilon = \sqrt{\frac{٢ \times ٣,٨٥}{٩,٧ + ١٢}} = \sqrt{\frac{٧,٧}{٢١,٧}}$$

$$\epsilon = \sqrt{,٣٥}$$

$$\epsilon = ,٥٩$$

وهذه القيمة تدل على أن العلاقة بين مراحل النمو والقلق ٥٩,

دالة عند نفس المستوى ٠٥, ولكنها علاقة قوية

ومن غير الصحيح ظن البعض أن دلالة قيمة « ف » تعني أن للمتغير المستقل (مراحل النمو في المثال السابق) تأثيراً قوياً ، أو أن التأثير يكون أقوى عند مستوى دلالة ٠١, عنه في حالة مستوى الدلالة ٠٥, ولكن المناسب حساب مقدار العلاقة بين المتغيرين كما وضحنا .

إن قيمة النسبة الفائية « ف » تتأثر بعوامل أخرى غير تأثير المتغير المستقل في التصميم التجريبي ، فكلما زاد حجم العينات زادت قيمة « ف » على الرغم من ثبات تأثير المتغير المستقل . وهذا ما يجعل هناك تفضيلاً لحساب مقدار هذا التأثير من خلال مقدار العلاقة ϵ بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

التباين المفسر في تحليل التباين :

من الهام في تحليل التباين معرفة التباين في درجات ا لمتغير التابع التي تعزى إلى المتغير المستقل .

ويستخدم لذلك إحدى الصورتين التاليتين :

$$\hat{\omega}^2 = 1 - \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

أو

$$\hat{\omega}^2 = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

حيث $\hat{\omega}^2$ هى التباين المفسر وتقرأ (أومجا كاب تربيع)

وعند تفسير القيمة الناتجة من أحد القانونين السابقين تناقش كنسبة مئوية وذلك بضرب النتائج × ١٠٠ .

ومن مثالنا السابق نعلم أن :

مجموع المربعات بين المجموعات كان ٨٣,٨٢

ومجموع المربعات الكلى كان ١٨٧,٣٣

إذن $\hat{\omega}^2 = \frac{٨٣,٨٢}{١٨٧,٣٣}$

$= ,٤٥$

ومن ذلك نقول : إن ٤٥ ٪ من التباين فى درجات القلق يعزى لكون العينات من مراحل نمو (عمرية) مختلفة .

وإذا كان البعض مثل Marascuilo يرى أن نسبة التباين التى تزيد عن ٥٠ ٪ تدل على أثر مرتفع للمتغير المستقل إلا أن فؤاد أبو حطب و Cohen يتفقان على أن التأثير الذى يفسر حوالى ١ ٪ من التباين الكلى يدل على تأثير ضئيل والتأثير الذى يفسر حوالى ٦ ٪ من التباين الكلى يعد تأثيرا متوسطا أما التأثير الذى يفسر ١٥ ٪ فأكثر من التباين الكلى يعد تأثيرا كبيرا ، وبالرغم من ذلك فلا توجد طريقة إحصائية دقيقة للوصول إلى الحكم .

ويمكن اتخاذ القيم التالية فى الاعتبار عند مناقشة قيمة التباين المفسر .

٦٠ ٪ فأكثر	أثر مرتفع جدا للمتغير المستقل .
٥٠ ٪ – أقل من ٦٠ ٪	أثر مرتفع للمتغير المستقل .
٤٠ ٪ – أقل من ٥٠ ٪	أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .
٣٠ ٪ – أقل من ٤٠ ٪	أثر متوسط للمتغير المستقل .

٢٠ ٪ – أقل من ٣٠ ٪ أثر أقل من المتوسط للمتغير المستقل .

١٠ ٪ – أقل من ٢٠ ٪ أثر منخفض للمتغير المستقل .

أقل من ١٠ ٪ أثر منخفض جدا للمتغير المستقل .

وعلى هذا فالقيمة التي حصلنا عليها ٤٥ ٪ تشير إلى أثر فوق المتوسط لمتغير مرحلة النمو على متغير القلق .

ويذكر Ferguson and Takan أنه يمكن استخدام نفس فكرة القانون السابق بل نفس نصه في حساب قوة الترابط The Strength of Association بين المتغير المستقل والمتغير التابع باستخدام معامل ايتا (eta) المشهور لحساب نسبة الارتباط Correlation Ratio والتي يرمز لها بالرمز اللاتيني (η) The Greek Letter eta

$$\text{حيث مربع معامل ايتا} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلي}}$$

ويفسر بنفس الطريقة السابقة بعد ضرب الناتج × ١٠٠ لتحوله إلى نسبة مئوية .

الشروط التي يستند عليها لاستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه :

إن الاعتماد على تحليل التباين كأسلوب إحصائي يشترط بعض الافتراضات :

١ – استقلالية المجموعات موضع المقارنة أي أنها مجموعات غير مترابطة أي لم يتكرر تطبيق الاختبار على أي منها واعتبار القياس في المرة الأولى والقياس في المرة الثانية بمثابة مجموعات مستقلة ، ولا يحتك أفراد المجموعات ببعضهم البعض ولا حتى يتفاعل الأفراد داخل المجموعة الواحدة أثناء تنفيذ تجربة قياس الظاهرة موضع الاهتمام . لأن هناك تصميمات خاصة بالقياسات المتكررة Repeated Measures ولا يستخدم تحليل التباين السابق ذكره في حالة وضع الأشخاص في شكل مجموعات مستقلة بناء على فكرة المزاوجة Matching

٢ – التوزيع الاعتدالي لدرجات الظاهرة في المجتمعات موضع الدراسة ، وإن كان Hays لا يولي هذا الشرط اهتمامه إذا كان حجم كل عينة من العينات موضع المقارنة كبيرا . ويمكن مع حجم العينات الصغير استخدام تحليل التباين بشرط تحقق التوزيع الطبيعي .

وعموما فالاطمئنان يمكن استخدام اختبار (كا^{٢}) فى حالة العينات التى أحجامها أكثر من ٣٠ مفحوصا للتحقق من اعتدالية التوزيع أو استخدام اختبار (K.S) كولموجورف – سمير نوف فى حالة العينات ٣٠ مفحوصا فأقل .

٣ – تجانس تباين درجات الظاهرة فى المجتمعات موضع الاهتمام ، وهذا يعنى أن يكون للمجتمعات التى استمدت منها المجموعات موضع المقارنة نفس التباين (ع^{٢}) إلا أن لها بالطبع متوسطات مختلفة . وإذا تساوت المجموعات موضع المقارنة فى حجومها فإن شرط التجانس يمكن التغاضى عنه .

ولكن ربما كان من الصعب توفر شرط التجانس أو توفر مساواة أحجام العينات موضع المقارنة وهناك مخاطرات عندئذ ، فإذا جاء تباين المجموعات ذات الحجم الأقل لها تباين كبير ، فإن إحتمال الوقوع فى خطأ نمط (١) يكون أكبر من مستوى الدلالة المعتمد عليه فى الدراسة ($\propto$) وهذا بطبيعة الحال يزيد من فرص رفض الفرض الصفرى حينما يكون من الواجب قبوله وإذا جاء تباين المجموعات ذات الحجم الأكبر لها تباين كبير ، فإن احتمال الوقوع فى الخطأ نمط (١) يكون أقل من مستوى الدلالة المعتمد عليه فى الدراسة ($\propto$) وهذا بطبيعة الحال يقلل من فرص رفض الفرض الصفرى عندما يكون صحيحا وأيضا يكون الأمر فى صالح الباحث .

وعموما فإن عدم توفر شرط تجانس التباين يجعلنا أمام فكرة : ترك أسلوب تحليل التباين لمعالجة قضية البحث واستخدام الإحصاء اللابارا مترى (راجع زكريا الشربينى ، ١٩٩٠) أو استخدام فكرة التحويلات . Transformations مثل أخذ لوغاريتم Log البيانات أو الجذر التربيعى لها أو غيرها ....

طريقة أخرى لحساب تحليل التباين أحادى الاتجاه :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات نود المقارنة بينها

	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة
	س_1	س_2	س_3
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
	.	.	.
حجم المجموعة	ن_1	ن_2	ن_3
مجموع الدرجات	مجـ س_1	مجـ س_2	مجـ س_3
مجموع مربعات الدرجات	مجـ س_1^2	مجـ س_2^2	مجـ س_3^2

فعلينا أن نسير تبعا للخطوات التالية :

١ – نحسب حجم جميع العينات $\text{ن} = \text{ن}_1 + \text{ن}_2 + \text{ن}_3 \ldots$

٢ – نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة وكذا مجموع الدرجات لجميع المجموعات مجـ س .

٣ – نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \left[\text{مجـ س}_1^2 + \text{مجـ س}_2^2 + \text{مجـ س}_3^2 \ldots\right] - \frac{(\text{مجـ س})^2}{\text{ن}}$$

٤ – نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{(\text{مجـ س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مجـ س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \frac{(\text{مجـ س}_3)^2}{\text{ن}_3} + \ldots - \frac{(\text{مجـ س})^2}{\text{ن}}$$

٥ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) – الخطوة (٤) .

٦ – درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات – ١

٧ – درجات الحرية داخل المجموعات = ن جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات

٨ – درجات الحرية الكلى = الخطوة (٦) + الخطوة (٧) .

٩ – نحسب التباين بين المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

١٠ – نحسب التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٧)}}$

١١ – نحسب قيمة ف = $\frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

مثال : فيما يلى درجات ثلاث مجموعات فى اختبار للقدرة العددية . والمطلوب التحقق من دلالة الفروق بين هذه المجموعات .

المجموعة الأولى :	٨	١٠	١١	١١	١٢
المجموعة الثانية :	١١	١٣	١٣	١٥	١٦
المجموعة الثالثة :	٥	٥	٨	٩	١٠

الحـل :

المجموعة الأولى $س_{١}$	$س_{١}^{٢}$	المجموعة الثانية $س_{٢}$	$س_{٢}^{٢}$	المجموعة الثالثة $س_{٣}$	$س_{٣}^{٢}$
٨	٦٤	١١	١٢١	٥	٢٥
١٠	١٠٠	١٣	١٦٩	٥	٢٥
١١	١٢١	١٣	١٦٩	٨	٦٤
١١	١٢١	١٥	٢٢٥	٩	٨١
١٢	١٤٤	١٦	٢٥٦	١٠	١٠٠

$ن_{١} = ٥$ $ن_{٢} = ٥$ $ن_{٣} = ٥$

مجـ $س_{١} = ٥٢$ مجـ $س_{٢} = ٦٨$ مجـ $س_{٣} = ٣٧$

مجـ $س_{١}^{٢} = ٥٥٠$ مجـ $س_{٢}^{٢} = ٩٤٠$ مجـ $س_{٣}^{٢} = ٢٩٥$

١ – نحسب حجم جميع العينات ن = $ن_{١} + ن_{٢} + ن_{٣}$

$= ٥ + ٥ + ٥$

$= ١٥$

٢ – وقد حسبنا مجموع الدرجات لكل مجموعة مجـ $س_{١} = ٥٢$ ، مجـ $س_{٢} = ٦٨$ ، مجـ $س_{٣} = ٣٧$ ونحسب المجموع الكلى للدرجات = مجـ س = ١٥٧

٣ – نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \left[مجـ\ س_{١}^{٢} + مجـ\ س_{٢}^{٢} + مجـ\ س_{٣}^{٢} ... \right] - \frac{(مجـ\ س)^{٢}}{ن}$$

$$= \left[٥٥٠ + ٩٤٠ + ٢٩٥ \right] - \frac{(١٥٧)^{٢}}{١٥}$$

$$= ١٧٨٥,٠٠ - ١٦٤٣,٢٧$$

$$= ١٤١,٧٣$$

٤ – نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{(\text{مجـ س}_١)^٢}{ن_١} + \frac{(\text{مجـ س}_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(\text{مجـ س}_٣)^٢}{ن_٣} + \dots - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{ن}$$

$$= \frac{(٥٢)^٢}{٥} + \frac{(٦٨)^٢}{٥} + \frac{(٣٧)^٢}{٥} + \dots - \frac{(١٥٧)^٢}{١٥}$$

= ١٧٣٩,٤٠ − ١٦٤٣,٢٧

= ٩٦,١٣

٥ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) – الخطوة (٤) .

= ١٤١,٧٣ − ٩٦,١٣

= ٤٥,٦٠

٦ – درجات الحـرية بين المجمـوعات = عدد المجموعات – ١

= ٣ − ١

= ٢

٧ – درجات الحرية داخل المجمـوعات

= جميع أفراد المجموعات – عـدد المجمـوعات .

= ١٥ − ٣

= ١٢

٨ – نحسب التباين بين المجموعات $= \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

$$= \frac{٩٦,١٣}{٢} = ٤٨,٠٧$$

٩– نحسب التباين داخل المجموعات $= \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٧)}}$

$$= \frac{٤٥,٦٠}{١٢} = ٣,٨٠$$

١٠– نحسب قيمة ف $= \frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

$$= \frac{٤٨,٠٧}{٣,٨٠} = ١٢,٦٥$$

ونلخص النتائج كما حدث بالسابق :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٩٦,١٣	٢	٤٨,٠٧		
داخل المجموعات (الخطأ)	٤٥,٦٠	١٢	٣,٨٠	١٢,٦٥	,٠١
الكلى	١٤١,٧٣	١٤			

ملاحظة : يمكن استخدام تحليل التباين في حالة مجموعتين للمقارنة عوضا عن اختبار «ت» وسوف نجد علاقة بين قيمة «ف» الناتجة من تحليل التباين وقيمة «ت» الناتجة عن اختبار «ت» وهذه العلاقة على النحو

$$ف = ت^{٢}$$

الكشف عن تجانس التباين :

هناك عدد من الأساليب الإحصائية التى تستخدم للكشف عن تجانس التباين فى عدد من المجموعات المستقلة .

١ – أسلوب شيفيه Scheffe **المعروف بطريقة بوكس** Box

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات أو أكثر نود أن نكشف عن كونها متجانسة أم لا لذلك فإن علينا اتباع الخطوات الاتية :

١ – ارمز للمجموعات الأساسية موضع المقارنة بالرموز أ ، ب ، جـ ، ....

٢ – تقسيم البيانات فى كل مجموعة أساسية عشوائيا إلى مجموعات جزئية أو مجموعات فرعية Sup- Groups .

ففى المجموعة الأساسية الأولى نرمز للمجموعات الفرعية بالرموز $أ_{١}$ ، $أ_{٢}$ ، $أ_{٣}$ ، ...

وفى المجموعة الأساسية الثانية نرمز للمجموعات الفرعية بالرموز $ب_{١}$ ، $ب_{٢}$ ، ...

وفى المجموعة الأساسية الثالثة نرمز للمجموعات الفرعية بالرموز $جـ_1$ ، $جـ_2$ ، ... وهكذا

٣ – يستخرج التباين غير المتحيز فى كل مجموعة فرعية طبقا للقانون

$$ع^2 = \frac{ن \text{ مجـ } س^2 - (\text{مجـ } س)^2}{ن(ن - 1)}$$

٤ – يستخرج اللوغاريتم الطبيعى $لو_هـ$ (تقرأ لوغاريتم للأساس هـ) Ln لكل تباين من التباينات الخاصة بالمجموعات الفرعية فى كل مجموعة أساسية .

وتكون $لو_هـ ع^2_{أ_1}$ ، $لو_هـ ع^2_{أ_2}$ ، $لو_هـ ع^2_{أ_3}$ .... للمجموعات الفرعية المكونة للمجموعة الفرعية المكونة للمجموعة الأساسية الأولى .

وتكون $لو_هـ ع^2_{ب_1}$ ، $لو_هـ ع^2_{ب_2}$ ، $لو_هـ ع^2_{ب_3}$ ... للمجموعات الفرعية المكونة للمجموعة الأساسية الثانية .

:
:
:

وهكذا .

٥ – إحسب مجموع اللوغاريتمات الطبيعية لتباينات المجموعات الفرعية لكل مجموعة أساسية كما يلى :

للمجموعة الأساسية الأولى $لو_هـ ع^2_أ = لو_هـ ع^2_{أ_1} + لو_هـ ع^2_{أ_2} + لو_هـ ع^2_{أ_3} + ...$

وللمجموعة الأساسية الثانى $لو_هـ ع^2_ب = لو_هـ ع^2_{ب_1} + لو_هـ ع^2_{ب_2} + لو_هـ ع^2_{ب_3} + ..$

وللمجموعة الأساسية الثالثة $لو_هـ ع^2_جـ = لو_هـ ع^2_{جـ_1} + لو_هـ ع^2_{جـ_2} + ...$

٦ – احسب مجموع المربعات داخل المجموعات كما يلى :

$$\Big[(لو_هـ ع^2_{أ_1})^2 + (لو_هـ ع^2_{أ_2})^2 + ... + (لو_هـ ع^2_{ب_1})^2 + (لو_هـ ع^2_{ب_2})^2$$

$$+ (لو_هـ ع^2_{جـ_1})^2 + ...\Big] - \left[\frac{(لو_هـ ع^2_أ)^2}{ن_1} + \frac{(لو_هـ ع^2_ب)^2}{ن_2} + ...\right]$$

حيث $ن_1$ عدد المجموعات الفرعية داخل المجموعة الأساسية الأولى .

$ن_2$ عدد المجموعات الفرعية داخل المجموعة الأساسية الثانية .

وهكذا

٧ – احسب درجات الحريه داخل المجموعات

= عدد جميع المجموعات الجزئية – عدد المجموعات الأساسية .

٨ – إحسب التباين داخل المجموعات بقسمة الخطوة (٦) على الخطوة (٧) .

٩ – احسب مجموع المربعات بين المجموعات كما يلى :

$$\left[\frac{(\text{لومـع}^{٢}_{\text{أ}})^{٢}}{ن_{١}} + \frac{(\text{لومـع}^{٢}_{\text{ب}})^{٢}}{ن_{٢}} + \frac{(\text{لومـع}^{٢}_{\text{جـ}})^{٢}}{ن_{٣}} + \dots \right] - \frac{\left[\text{لومـع}^{٢}_{\text{أ}} + \text{لومـع}^{٢}_{\text{ب}} + \dots\right]^{٢}}{ن_{١} + ن_{٢} + ن_{٣} + \dots}$$

١٠ – احسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات الأساسية – ١ .

١١ – احسب التباين بين المجموعات بقسمة الخطوة (٩) على الخطوة (١٠) .

١٢ – احسب النسبة الفائية من القانون

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

وتقارن بالقيم النظرية أو الجدولية من جدول دلالة «ف» بالملاحق ، فإذا كان ف المحسوبة بالطريقة السابقة أقل من قيمة ف الجدولية قبل : إن المجموعات متجانه ، وذلك عند درجات حرية بين المجموعات ودرجات حرية داخل المجموعات .

مثال : فيما يلى درجات سمة الانبساطية لدى أربع جنسيات .

أمريكيون : ٥ ، ٤ ، ٧ ، ٣ ، ٨ ، ٢ ، ٨ ، ٦ ، ٤

فرنسيون : ٧ ، ٥ ، ٥ ، ٤ ، ٨ ، ٣ ، ١١ ، ٩

إنجليز : ٦ ، ١٢ ، ٨ ، ١٤ ، ٥ ، ١٣ ، ٩ ، ٩ ، ٨ ، ٧

يابانيون : ١١ ، ٨ ، ٣ ، ١٦ ، ٩ ، ٤ ، ١٠ ، ٥ ، ٨ ، ٧ ، ١١ ، ٦

فهل يمكن القول بأن هذه المجموعات متجانسة ؟

أ يابانيون			ب إنجليز		جـ فرنسيون		د أمريكيون	
$أ_١$	$أ_٢$	$أ_٣$	$ب_١$	$ب_٢$	$جـ_١$	$جـ_٢$	$د_١$	$د_٢$
٨	٨	١٦	١٢	٦	٥	٧	٥	٧
١١	٧	٣	١٤	٨	٤	٥	٤	٨
٤	١١	٩	٥	١٣	٣	٨	٣	٢
٥	٦	١٠	٩	٩	١١	٩	٨	٦
			٧	٨				٤
$ع^٢_{أ١}$ = ١٠	$ع^٢_{أ٢}$ = ٤,٦٧	$ع^٢_{أ٣}$ = ٢٨,٣٣	$ع^٢_{ب١}$ = ١٣,٣٠	$ع^٢_{ب٢}$ = ٦,٧٠	$ع^٢_{جـ١}$ = ١٢,٩٢	$ع^٢_{جـ٢}$ = ٢,٩٢	$ع^٢_{د١}$ = ٤,٦٧	$ع^٢_{د٢}$ = ٥,٨٠
لوغاريتمها ٢,٣٠	لوغاريتمها ١,٥٤	لوغاريتمها ٣,٣٤	لوغاريتمها ٢,٥٩	لوغاريتمها ١,٩٠	لوغاريتمها ٢,٥٦	لوغاريتمها ١,٠٧	لوغاريتمها ١,٥٤	لوغاريتمها ١,٧٦
$لو_هـ ع^٢_أ$ = ٧,١٨			$لو_هـ ع^٢_ب$ = ٤,٤٩		$لو_هـ ع^٢_جـ$ = ٣,٦٣		$لو_هـ ع^٢_د$ = ٣,٣٠	
$ن_١$ = ٣			$ن_٢$ = ٢		$ن_٣$ = ٢		$ن_٤$ = ٢	

مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= \Big[(٢,٣٠)^{٢} + (١,٥٤)^{٢} + (٣,٣٤)^{٢} + (٢,٥٩)^{٢} +$$

$$+ (١,٩٠)^{٢} + (٢,٥٦)^{٢} + (١,٠٧)^{٢} + (١,٥٤)^{٢} + (١,٧٦)^{٢} \Big]$$

$$- \left[\frac{(٧,١٨)^{٢}}{٣} + \frac{(٤,٤٩)^{٢}}{٢} + \frac{(٣,٦٣)^{٢}}{٢} + \frac{(٣,٣٠)^{٢}}{٢} \right]$$

$$= [٤٢,٢٨] - [١٧,١٨ + ١٠,٠٨ + ٦,٥٩ + ٥,٤٥]$$

$$= ٢,٩٨$$

درجات الحرية داخل المجموعات = ٩ – ٤ = ٥

التباين داخل المجموعات = $\frac{٢,٩٨}{٥}$ = ,٦٠

مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \left[\frac{(٧,١٨)^{٢}}{٣} + \frac{(٤,٤٩)^{٢}}{٢} + \frac{(٣,٦٣)^{٢}}{٢} + \frac{(٣,٣٠)^{٢}}{٢} \right]$$

$$- \left[\frac{(٧,١٨ + ٤,٤٩ + ٣,٦٣ + ٣,٣٠)^{٢}}{٣ + ٢ + ٢ + ٢} \right]$$

$$= [١٧,١٨ + ١٠,٠٨ + ٦,٥٩ + ٥,٤٥] - \frac{(١٨,٦٠)^{٢}}{٩}$$

$$= ٣٩,٣٠ \quad - \quad ٣٨,٤٤$$

$$= ,٨٦$$

نحسب درجات الحرية بين المجموعات = ٤ – ١ = ٣

التباين بين المجموعات = $\frac{,٨٦}{٣}$ = ,٢٩

$$\text{النسبة الفائية} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٠,٢٩}{٠,٦٠} = ٠,٤٨$$

والقيم الجدولية لـ «ف» عند درجات حرية ٣ ، ٥ هى

٥,٤١ عند مستوى ٠,٠٥

١٢,٠٦ عند مستوى ٠,٠١

ولذلك فقيمة «ف» المحسوبة أقل من القيم الجدولية

لذلك نقول : إن المجموعات متجانسة .

ويستخدم الأسلوب السابق عند عدم تساوى حجوم المجموعات الأساسية موضع المقارنة وعند عدم توفر التوزيع الطبيعى للبيانات .

٢ - **أسلوب هارتلى** Hartley

ويستخدم هذا الأسلوب أيضا للتحقق من تجانس التباين لعينتين أو أكثر ويطلق عليه اختبار النسبة الفائية العظمى Fmax Test عندما تتساوى حجوم العينات موضع المقارنة .

ويسير طبقا للخطوات التالية :

١ - استخراج التباين غير المتحيز فى كل عينة أو مجموعة طبقا للقانون

$$ع^٢ = \frac{ن\ مجـ\ س^٢ - (مجـ\ س)^٢}{ن\ (ن - ١)}$$

٢ - احسب النسبة الفائية من القانون

$$ف = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

٣ - نقارن قيمة «ف» المحسوبة من القانون السابق بقيم «ف» العظمى من جدول هارتلى بالملاحق مع دخوله بالمعلومات الاتية :

درجات حرية ن - ١ حيث (ن) حجم أى عينة (مفترض أن جميع العينات موضع المقارنة متساوية) وكذلك (ك) عدد العينات .

فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون السابق (القيمة الملاحظة) أقل من القيمة الجدولية قيل : إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات .

ويستخدم أسلوب هارتلى مع العينات المستقلة أو المترابطة (غير المستقلة) بشرط أن تكوت العينات من مجتمعات ذات توزيع طبيعي .

فإذا كانت المجتمعات ذات تفرطح موجب Leptokurtic تكون الفرصة أكبر للوقوع فى الخطأ نمط (١) وإذا كانت المجتمعات ذات تفرطح سالب Platykurtic يصبح الاختبار متشددا لأنه يقلل من فرض الوقوع فى الخطأ نمط (١) مما يجعل البعض مثلا جلاس وهوبكنز Glass and Hopkins يعتبرونه أسلوبا أقل قوة من أسلوب بارتلت Bartlctt القادم .

مثال : فيما يلى درجات ثلاث مجموعات فى مقياس للتوافق المدرسى .

تلاميذ ابتدائى :	١٩	٢٢	١٧	٢٥	٣٦
تلاميذ إعدادى :	٢٦	٢٤	٣٢	١٥	٢٩
تلاميذ ثانـوى :	١٧	٢٨	٤٢	١٨	٣١

هل نقبل فرض تساوى التباين لهذه العينات ؟

الحل :

$$\text{بما أن } ع^2 = \frac{ن \text{ مجـ } س^2 - \left(\text{مجـ } س\right)^2}{ن\left(ن - ١\right)}$$

إذن : تباين درجات تلاميذ المدرسة الابتدائية = ٥٥,٧٠

وتباين درجات تلاميذ المدرسة الإعدادية = ٤١,٧٠

وتباين درجات تلاميذ المدرسة الثانوية = ١٠٥,٧٠

$$\text{إذن فـ العظمى} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

$$= \frac{١٠٥,٧٠}{٤١,٧٠} = ٢,٥٣$$

ويلاحظ أن درجات الحرية = ن – ١

= ٤

، عدد العينات المستقلة ك = ٣

إذن القيم الجدولية من جدول هارتلى بالملاحق

عند مستوى ٠,٠٥ هى ١٥,٥٠

عند مستوى ٠,٠١ هى ٣٧,٠٠

وبذلك فقيمة ف العظمى المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، وعلى هذا فإننا نقبل فرض تجانس تباينات العينات الثلاث .

٣ - أسلوب بارتلت Bartlett :

ويستخدم للتحقق من تجانس التباين لعدد من المجتمعات ، ولا يشترط تساوى حجوم المجموعات موضع المقارنة مع توفر ثلاثة أفراد على الأقل فى كل مجموعة .

وللتحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

« لا يختلف مجتمع فى تباين درجات أفراده عن باقى المجتمعات » .

أو « لا توجد فروق بين تباينات مجتمعات الدراسة » .

فإننا نستخدم قانوناً على الصورة التالية :

$$كا^2 = (ن - \text{عدد المجموعات})$$

$$\times \text{لو}_{هـ} \left[\frac{(ن_أ - ١)ع_أ^2 + (ن_ب - ١)ع_ب^2 + (ن_جـ - ١)ع_جـ^2 + \dots}{ن - \text{عدد المجموعات}} \right]$$

$$- \left[(ن_أ - ١)\,\text{لو}_{هـ} ع_أ^2 + (ن_ب - ١)\,\text{لو}_{هـ} ع_ب^2 + \dots \right]$$

بدرجات حرية = عدد المجموعات - ١

حيث ن : جميع أفراد المجموعات .

$ن_أ$: عدد الأفراد فى المجموعة الأولى .

$ن_ب$: عدد الأفراد فى المجموعة الثانية .

$ن_جـ$: عدد الأفراد فى المجموعة الثالثة .

وهكذا

فإذا جاءت قيمة $كا^2$ الناتجة من القانون السابق أقل من قيمة $كا^2$ الجدولية من جدول دلالة مربع كاى بالملاحق ، قيل : إن تباين المجتمعات غير مختلف .

مثال : طبق اختبار فى الأصالة على أربع مجموعات من المهندسين وجاءت الدرجات كما يلى :

مهندس معمارى :	١٢	١٠	٧	١٣	٥	١٤	٨
مهندس كهرباء :	٦	٩	١٨	٨	٦		
مهندس ميكانيكا :	١٥	١٤	٨	٩	٤	١١	
مهندس نسيج :	١٢	٢١	١٦	١١			

تحقق من أن درجات المجموعات الأربع متجانسة من حيث التباين .

الحل:

يلاحظ أن $\text{ن}_{\text{أ}} = ٧$ ، $\text{ن}_{\text{ب}} = ٥$

$\text{ن}_{\text{جـ}} = ٥$ ، $\text{ن}_{\text{د}} = ٤$

$\text{ن} = ٢١$

كما أن $\text{ع}^2 = \dfrac{\text{ن مجـ س}^2 - (\text{مجـ س})^2}{\text{ن}(\text{ن} - ١)}$ يجب أن نحسبها لكل مجموعة

فنجد أن $\text{ع}_{\text{أ}}^2 = ١١,١٤$ ويكون $\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{أ}}^2 = ٢,٤١$

$\text{ع}_{\text{ب}}^2 = ٢٤,٨٠$ ويكون $\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{ب}}^2 = ٣,٢١$

$\text{ع}_{\text{جـ}}^2 = ١٦,٥٧$ ويكون $\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{جـ}}^2 = ٢,٨١$

$\text{ع}_{\text{د}}^2 = ٢٠,٦٧$ ويكون $\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{د}}^2 = ٣,٠٣$

بما أن $\text{كا}^2 = (\text{ن} - \text{عدد المجموعات})$

$$\times\ \text{لو}_{\text{هـ}} \left[\frac{(\text{ن}_{\text{أ}} - ١)\,\text{ع}_{\text{أ}}^2 + (\text{ن}_{\text{ب}} - ١)\,\text{ع}_{\text{ب}}^2 + \cdots\cdot}{\text{ن} - \text{عدد المجموعات}} \right]$$

$$- \left[(\text{ن}_{\text{أ}} - ١)\,\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{أ}}^2 + (\text{ن}_{\text{ب}} - ١)\,\text{لو}_{\text{هـ}}\,\text{ع}_{\text{ب}}^2 + \cdots \right]$$

$$كا^{٢} = (٢١-٤) \times لو_{هـ} \left[\frac{٢٠,٦٧ \times ٣ + ١٦,٥٧ \times ٤ + ٢٤,٨٠ \times ٤ + ١١,١٤ \times ٦}{٢١ - ٤} \right]$$

$$- \left[٣,٠٣ \times ٣ + ٢,٨١ \times ٤ + ٣,٢١ \times ٤ + ٢,٤١ \times ٦ \right]$$

$$كا^{٢} = ١٧ \quad لو_{هـ} \left[\frac{٢٩٤,٣٣}{١٧} \right] - \left[٤٧,٦٣ \right]$$

$$= ١٧ \quad \times \quad ٢,٨٥ \quad - \quad ٤٧,٦٣$$

$$= \quad ٤٨,٤٨ \quad - \quad ٤٧,٦٣$$

$$كا^{٢} = ,٨٥$$

وعند درجات حرية = عدد المجموعات – ١ أى عند ٣

ندخل جدول مربع كاى بالملاحق نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ,٠٥ هى ٧,٨٢

عند مستوى ,٠١ هى ١١,٣٤

وبالتالى يلاحظ أن قيمة مربع كاى المحسوبة (,٨٥) أقل من القيم الجدولية وعلى هذا لا نرفض الفرض الصفرى ونستنتج أن المجتمعات الإحصائية متجانسة التباين أو أن المجتمعات الإحصائية التى تنتمى إليها هذه المجموعات متماثلة فى تباين درجات أفرادها .

٤ – **أسلوب كوجران** Cochran

يستخدم هذا الأسلوب أيضا للكشف عن تجانس التباين فى عدد من المجموعات متساوية أو غير متساوية الحجم بشرط أن لا يقل عدد الأفراد عن خمسة ويستخدم مع العينات المتخذة من مجتمعات توزيعها طبيعى أو ملتوية أو مفرطحة .

ويسير طبقا للخطوات التالية :

١ – استخراج قيمة التباين غير المتحيز فى كل عينة أو مجموعة $ع^{٢}_{أ}$ ، $ع^{٢}_{ب}$ ، $ع^{٢}_{جـ}$ طبقا للقانون .

$$ع^{٢} = \frac{ن \, مجـ \, س^{٢} - (مجـ \, س)^{٢}}{ن \, (ن - ١)}$$ ونحدد أكبر قيمة للتباين بين هذه القيم

٢ – احسب مجموع التباينات لجميع العينات .

٣ – احسب قيمة كوجران ك من القانون التالى :

$$ك = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع التباينات لجميع العينات}}$$

٤ – قارن قيمة ك السابقة بقيم جدول كوجران بالملاحق مع دخول الجدول بـ

ن : عدد الأفراد فى أى مجموعة عند تساوى أحجام المجموعات

أو الدخول بـ $ن = \frac{ن_أ + ن_ب + ن_جـ + \dots}{\text{عدد المجموعات}}$ فى حالة حجم المجموعات غير المتساوى وكذلك ندخل الجدول بعدد العينات

أى أن دخول جدول كوجران يكون باستخدام (ن ، عدد العينات) فإذا جاءت قيمة ك المحسوبة أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرض الصفرى .

مثال : لبيانات المثال السابق تحقق من تجانس المجموعات بطريقة كوجران .

الحل : وصلنا فى المثال السابق إلى أن

$ع_أ^٢ = ١١,١٤$ ، $ع_ب^٢ = ٢٤,٨٠$ ، $ع_جـ^٢ = ١٦,٥٧$ ، $ع_د^٢ = ٢٠,٦٧$

وعدد المجموعات = ٤

وأحجام العينات

$ن_أ = ٧$ ، $ن_ب = ٥$ ، $ن_جـ = ٥$ ، $ن_د = ٤$

علينا أن نحسب مجموع التباينات

$$ع^٢ = ع_أ^٢ + ع_ب^٢ + ع_جـ^٢ + ع_د^٢$$

$$= ١١,١٤ + ٢٤,٨٠ + ١٦,٥٧ + ٢٠,٦٧$$

$$= ٧٣,١٨$$

ويلاحظ أن قيمة التباين الأكبر كان $ع_ب^٢ = ٢٤,٨٠$

$$\text{إذن}\quad ك = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع التباينات لجميع العينات}}$$

$$= \frac{٢٤,٨٠}{٧٣,١٨} = ,٣٤$$

وعلينا أن ندخل جدول كوجران بالملاحق باستخدام ن ، عدد المجموعات

$$\text{حيث ن} = \frac{\text{ن}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{ب}} + \text{ن}_{\text{جـ}} + \text{ن}_{\text{د}}}{٤}$$

$$= \frac{٧ + ٥ + ٥ + ٤}{٤} = \frac{٢١}{٤} = ٥ \text{ تقريبا}$$

وفى جدول كوجران عند ن = ٥ ، عدد المجموعات ٤

القيمة عند مستوى ۰٥, هى ٦٢٩,

القيمة عند مستوى ۰١, هى ٧٢١,

وبالتالى فقيمة ك المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، وعلى هذا فالتبايانات للمجموعات الأربع غير مختلفة ونقبل الفرض الصفرى .

وفى نهاية هذا التناول يجب أن ننوه بأن شرط اعتدالية توزيع البيانات فى كل مجموعة من المجموعات له تأثير طفيف على قيمة «ف» الناتجة عند استخدام تحليل التباين وكذا شرط التجانس فى المجموعات متساوية الحجم ، إلا أن الأمر محفوف ببعض المخاطرة فى حالة العينات أو المجموعات غير متساوية الحجم . ولتلافى المخاطرات يمكن الاعتماد على أساليب إحصائية لا بارا مترية عوضا عن طريقة تحليل التباين أحادى الاتجاه التى سبق عرضها .

وبالاعتماد على الحاسب الآلى لإجراء الكشف عن تجانس التباين لبيانات احدى الدراسات تأتى النتائج على النحو التالى :

Statistics available with ONEWAY

GROUP	COUNT	MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	MINIMUM	MAXIMUM	95 PCT CONF INT FOR MEAN	
Grp 1	65	2.6462	2.7539	.3416	-4.0000	8.5000	1.9638 TO	3.3285
Grp 2	95	2.7737	2.8674	.2942	-5.0000	8.5000	2.1896 TO	3.3578
Grp 3	181	4.1796	2.4220	.1800	-4.0000	9.0000	3.8243 TO	4.5348
Grp 4	82	4.5610	2.1450	.2369	-.5000	9.0000	4.0897 TO	5.0323
Grp 5	40	4.6625	2.3490	.3714	-1.0000	8.0000	3.9113 TO	5.4137
Grp 6	37	5.2297	2.3291	.3829	-1.5000	9.0000	4.4532 TO	6.0063
TOTAL	500	3.8920	2.6327	.1177	-5.0000	9.0000	3.6607 TO	4.1233
FIXED EFFECTS MODEL			2.5040	.1120			3.6720 TO	4.1120
RANDOM EFFECTS MODEL				4492			2.7374 TO	5.0466

RANDOM EFFECTS MODEL - ESTIMATE OF BETWEEN COMPONENT VARIANCE 0.8491

Tests for Homogeneity of Variances

```
Cochrans C = Max. Variance/Sum(Variances) =  .2209, P =  .093 (Approx.)
Bartlett-Box F =                              1.905 , P =  .090
Maximum Variance / Minimum Variance           1.787
```

المقارنات المتعددة Multiple Commparisons :

علمنا فيما سبق أن تحليل التباين أسلوب إحصائى يعتمد عليه للمقارنة بين أكثر من عينتين ، وذلك بهدف التحقق من دور المتغير المستقل (المعالجات) على المتغير التابع لجميع العينات موضع المقارنة فى وقت واحد فهو اختبار شامل Omnibus Test يكشف عن الفروق من خلال تحليل التباين الكلى Overall .

وعلى فرض أننا باستخدام هذا الأسلوب والاختبار الشامل بين ثلاث مجموعات حصلنا على قيمة «ف» داله إحصائيا وبالتالى رفضنا الفرض الصفرى القائل بعدم وجود فروق بين المجموعات ، أى توصلنا إلى القول بأن هناك فروقاً بين هذه المجموعات ، فسوف نصبح فى حيرة من أمرنا عند ذلك ، ما هى أعلى هذه المجموعات فى الظاهرة ؟ وهل هناك مجموعتان بين المجموعات الثلاث غير مختلفين ؟

إن الباحث يحاول الكشف عن مواقع الفروق ، ويحدد لصالح من تعود هذه الفروق ، مما يتطلب إجراء بعض المقارنات بين متوسطات المجموعات موضع المقارنة . وفى حالة وجود ثلاث مجموعات ربما حاول الباحث تقصى الأمر بين المجموعتين الأولى والثانية ثم بين المجموعتين الثانية والثالثة ثم بين المجموعتين الأولى والثالثة ، وذلك بعد إجراء الباحث لتحليل التباين وتسمى المقارنات فى هذه الحالة بالمقارنات البعدية غير المخطط له Post hoc or Posteriori Comparisons وحينما نود عقد المقارنات الثنائية الممكنة بين متوسطات المجموعات أو إذا لم نرغب فى أن نحدد المقارنات مقدما قبل جمع البيانات نطلق على الأمر مقارنات بعديه .

وهناك من الباحثين من يود قاصدا إجراء المقارنات بين عينتين محددتين مثل بين العينة الثانية والثالثة وبين العينة الثالثة والأولى تاركا مقارنة العينتين الأولى والثانية حينئذ يكون هناك تخطيط قبلى للمقارنات Planned or Appriori Comparisons ويجرى الباحث هذه المقارنات القبلية بغض النظر عن كون «ف» دالة إحصائيا أم لا بعكس المقارنات البعدية التى تتطلب أن تكون «ف» ذات دلالة إحصائية ، وربما فكر البعض فى عدم أهمية إجراء تحليل التباين فى حالة المقارنات القبلية ، إلا أنهم يعيدون النظر عندما يعلمون أن المقارنات القبلية تعتمد فى حساباتها على التباين داخل المجموعات (متوسط المربعات داخل المجموعات) فضلا عن قوة المقارنات القبلية عن المقارنات البعدية .

وسوف نعرض فيما يلى للأساليب المستخدمة مع قسمى المقارنات البعدية والقبلية .

أولا– أساليب المقارنات غير المخطط لها (البعدية)

Posteriori Comparisons

بعد توصل الباحث إلى تحليل تباين فيه قيمة «ف» دالة إحصائيا يحاول الباحث استكشاف مواقع الفروق . وكما ذكرنا لا يجب استخدام اختبار «ت» لمعرفة لصالح من تعود الفروق لأن استخدامه يزيد من احتمالية الوقوع فى خطأ نمط (١) زيادة تفوق مستوى الدلالة ($\propto$) المعتمد عليه .

ونورد فيما يلى عددا من الطرق أو الأساليب لحل هذه المشكلة .

١ – طريقة أقل فرق دال Least Significant Difference (L.S.D) :

وهى من أقدم الطرق ، وقد اقترحها فشر Fisher . وعلى اعتبار عدد من المجموعات لكل منها متوسط ، وقيم المتوسطات .

$\overline{س_أ}$ ، $\overline{س_ب}$ ، $\overline{س_جـ}$ ، $\overline{س_د}$ ، ....

فيعتبر الفرق بين متوسطى أى مجموعتين دال إحصائيا إذا كان

$$\overline{س_أ} - \overline{س_ب} \geq ت \sqrt{٢ \times \frac{\text{التباين داخل المجموعات (الخطأ)}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}}$$

أو $\overline{س_أ} - \overline{س_ب} \geq L.S.D$

حيث $\overline{س_أ}$: متوسط المجموعة الأولى مثلا

$\overline{س_ب}$: متوسط المجموعة الثانية مثلا

ت : قيمة «ت» الحرجة من جدول «ت» بالملاحق بدرجات حرية التباين داخل المجموعات عند مستوى دلالة ٠٥, على الأقل .

وسوف نرمز للقيمة فى الجهة اليسرى من المتباينة بالرمز L.S.D

مثال : نفرض أن متوسطات سبع مجموعات (معالجات) فى اختبار للقدرة العددية هى على الترتيب .

٤,٩١ ، ٧,١١ ، ٦,٨٢ ، ٦,٢١ ، ٧,٢٠ ، ٥,٨٠ ، ٦,١١

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يوضحها الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٣,٧٠	٦	٣,٩٥		
داخل المجموعات	١٦,٢٠	٣٠	,٥٤	٧,٣١	,٠١
الكلى	٢٩,٩٠	٣٦			

اكشف عن دلالة الفروق بين كل مجموعتين .

الحـل : علينا حساب قيمة L.S.D وهى

$$ت \sqrt{٢} \times \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}}$$

$$= ٢,٠٤ \sqrt{٢} \times \sqrt{\frac{,٥٤}{٦}}$$

$$= ٢,٠٤ \times ١,٤١ \times ,٣٠$$

$$= ,٨٦$$

علينا أن نطرح كل متوسطين من بعضهما ، فإذا جاء الفرق بين المتوسطين أكبر من أو تساوى ,٨٦ (L.S.D) قيل : إن هناك فروقاً بين مجموعتى هاتين المتوسطين ، وهذه الفروق دالة عند مستوى ,٠٥ (أو نضع على هذا الفرق نجمة *) أما إذا كان الفرق بين المتوسطين أقل من ,٨٦ (L.S.D) قلنا : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين هاتين المجموعتين .

وللسـهـولة يمكن تلخـيص النتـائج فى جـدول كمـا يلى :

متوسط المجموعة	الأولى ٤,٩١	الثانية ٧,١١	الثالثة ٦,٨٢	الرابعة ٦,٢١	الخامسة ٧,٢٠	السادسة ٥,٨٠	السابعة ٦,١١
الأولى ٤,٩١		* ٢,٢٠	* ١,٩١	* ١,٣٠	* ٢,٢٩	* ,٨٩	* ١,٢٠
الثانية ٧,١١			,٢٩	* ,٩٠	,٠٩	* ١,٣١	* ١,٠٠
الثالثة ٦,٨٢				,٦١	,٣٨	* ١,٠٢	,٧١
الرابعة ٦,٢١					* ,٩٩	,٤١	,١٠
الخامسة ٧,٢٠						* ١,٤٠	* ١,٠٩
السادسة ٥,٨٠							,٣١
السابعة ٦,١١							

ويلاحظ أننا رصدنا داخل خلايا هذا الجدول القيم العددية للفروق بصرف النظر عن الإشـارة ، مع مـراعـاة وضـع (*) على الفـرق الذى فـاق القـيـمـة ٨٦, أو سـاواها وبطبيعة الحال فالفروق تكون جهة أصحاب المتوسط الأعلى .

فمثلا هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط درجات المجموعة الثانية ومتـوسط درجات المجموعـة السادسة فى جهـة المجموعـة الثانيـة حيث لها المتوسط الأعلى فى القدرة العددية .

ويلاحظ أيضا أن نصف الجدول يوجد به قيم فروق المتوسطات وبقية خلايا الجدول تركت خالية ويمكن رصد فروق المتوسطات بها ، ولكنها سوف تكون صورة طبق الأصل للجزء الأعلى من الجدول .

٢ - طريقة توكى للفرق الدال الصادق :

(H.S.D) Tukey`s Honestly Siginficant Difference.

وتستخدم هذه الطريقة فى حالة تساوى حجوم العينات موضع المقارنة ، وتستطيع بدقة التوصل لأقل فرق بين أى متوسطين ، كما أن هذا الأسلوب لا يؤثر على معدل ارتكاب الخطأ نمط (١) للتجربة ككل أى للعدد الكلى من المقارنات وليس لكل مقارنة ، وهذا ما جعل تسميته تأتى على النحو (دال صادق) .

وعلى اعتبار عدد من المجموعات ذات أحجام متساوية ولكل منها متوسط ، وقيم هذه المتوسطات $\bar{س}_أ$ ، $\bar{س}_ب$ ، $\bar{س}_جـ$ ، ....

فيعتبر الفرق بين أى متوسطين دال إحصائيا إذا كان

$$\bar{س}_أ - \bar{س}_ب > Q \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات (الخطأ)}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}}$$

أو $\bar{س}_أ - \bar{س}_ب > H.\,S.\,D.$

حيث $\bar{س}_أ$: متوسط المجموعة الأولى مثلا

$\bar{س}_ب$: متوسط المجموعة الثانية مثلا

Q : قيمة Q الحرجة من جدول توكى(بالملاحق) بدرجات حرية التباين داخل المجموعات وكذا عدد المجموعات .

وقد رمزنا للقيمة فى الجهة اليسرى من المتباينة بالرمز H.S.D

ملاحظة : الجدول المستخدم فى الكشف عن قيمة Q يسمى جدول القيم الحرجة لتوزيع المدى المعيارى Critical Values of the Studentized Range Statistic

والبعض يطلق عليه توزيع مدى ستيو دنتايز

مثال : نفرض أن متوسطات أربع مجموعات فى اختبار للثقة بالنفس هى ١٢,٥٢ ، ٩,٥٠ ، ٣,٠٢ ، ٦,٤٤ فإذا علم أن حجم كل مجموعة ٦ أفراد وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٢٥٠,٤٢	٣	٨٣,٤٧		
داخل المجموعات	١٨٩,٣١	٢٠	٩,٤٧	٨,٨٢	,٠١
الكلى	٤٣٩,٧٣	٢٣			

هل الفرض الصفرى الذى رفض فى هذه الدراسة يعنى أن الفروق بين جميع أزواج المتوسطات دالة إحصائيا ؟

الحل : علينا حساب قيمة H.S.D وهى :

$$Q \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}}$$

وقيمة Q عند درجات حرية داخل أى عند ٢٠ وبعدد مجموعات ٤

عند مستوى ,٠٥ هى ٣,٩٦

وعند مستوى ,٠١ هى ٥,٠٢

$$\text{إذن قيمة H.S.D} = ٣,٩٦ \sqrt{\frac{٩,٤٧}{٦}}$$

$$= ٤,٩٨$$

وعلينا الآن أن نطرح كل متوسطين من بعضهما ، فإذا جاء الفرق بين المتوسطين أكبر من ٤,٩٨ (H.S.D) قيل : إن هناك فروقاً بين مجموعتى هاتين المتوسطين وهذه الفروق دالة عند مستوى ٠٥, أو نضع على هذا الفرق نجمة (*) . أما إذا كان الفرق بين المتوسطين أقل من ٤,٩٨ أو يساويه قلنا : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين هاتين المجموعتين .

وللسهولة يمكن تلخيص النتائج فى جدول كالسابق أو عرضها بالطريقة التالية :

المجموعة	المتوسطات	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة
الأولى	١٢,٥٢			*	*
الثانية	٩,٥٠			*	
الثالثة	٣,٠٢				
الرابعة	٦,٤٤				

ويلاحظ أننا لم نرصد قيمة الفرق بين المتوسطين موضع المقارنة كما كنا نفعل من قبل بل رصدنا فقط النجمة (*) التى إذا وضعت فإنها تعنى أن هناك فرقاً دال إحصائيا بين المجموعتين اللتين تقع أسفل أحدهما وأمام الأخرى .

فمثلا وضعت نجمة عند تقاطع المجموعة الثانية مع المجموعة الثالثة ، وهذا يعنى وجود فروق داله بينهما فى جهة المجموعة صاحبة المتوسط الأعلى .

كما يلاحظ أنه كان من الممكن استكمال باقى الجدول إلا أن ذلك سوف يصبح نوع من التكرار ، ولذلك نكتفى إما بالنصف الأعلى من الجدول أو بالنصف الأسفل .

ملاحظة : يمكن استخدام اختبار توكى إلى حد ما فى حالة عدم تساوى المجموعات وذلك بأن نعتبر عدد الأفراد فى أى مجموعة هو المتوسط التوافقى Harmonic Mean أى أن

$$\text{عدد الأفراد فى أى مجموعة} = \frac{\text{عدد المجموعات}}{\frac{1}{ن_أ} + \frac{1}{ن_ب} + \frac{1}{ن_ج} \cdots\cdots}$$

حيث $ن_أ$: عدد الأفراد فى المجموعة الأولى .

$ن_ب$: عدد الأفراد فى المجموعة الثانية .

$ن_ج$: عدد الأفراد فى المجموعة الثالثة .

وهكذا .

وباستخدام حزمة البرامج Spss-X يأتى شكل نتائج طريقة توكى كما ظهرت فى أحد البحوث كما يلى :

```
                  Output with FORMAT=LABELS

- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - O N E W A Y - - - - - - - -

     Variable  WELL        SENSE OF WELL-BEING SCALE
  By Variable  EDUC6       EDUCATION IN 6 CATEGORIES

MULTIPLE RANGE TEST

TUKEY-HSD PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -

          4.05   4.05   4.05   4.05   4.05

THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH MEAN(J)-MEAN(I) IS..
      1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I) + 1/N(J))

   (*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL

                           G S H S C G
                           R O I O O R
                           A M G M L A
                           D E H E L D
                           E       E
                             H S C G S
                           S I C O E C
     Mean      Group       C G H L   H

     2.6462    GRADE SC
     2.7737    SOME HIG
     4.1796    HIGH SCH    * *
     4.5610    SOME COL    * *
     4.5625    COLLEGE     * *
     5.2297    GRAD SCH    * *
```

٣ – **طريقة شيفيه** Scheffe's Method

وهو من أشهر أساليب المقارنات البعدية فى البحوث الإنسانية . ويسمح هذا الاختبار بإجراء المقارنات بين المتوسطات الخاصة بالمجموعات موضع المقارنة ، ويفضل استخدامه عن أى طريقة فى حالة حجوم العينات غير المتساوية أو عندما نرغب فى عقد مقارنة بين متوسط مجموعة بمتوسط مجموعتين أو مقارنة متوسط مجموعة بمتوسط أكثر من مجموعة أخرى عموما .

وليس لشرط التوزيع الإعتدالى للبيانات أو تجانس التباين فى المجموعات موضع المقارنة أثر كبير على استخدام أسلوب شيفيه للمقارنات البعدية .

وعلى اعتبار عدد من المجموعات ذات أحجام غير متساوية ($ن_أ$ ، $ن_ب$ ، $ن_{جـ}$ ، ....) لها متوسطات $\bar{س}_أ$ ، $\bar{س}_ب$ ، $\bar{س}_{جـ}$ ، $\bar{س}_د$ ، ....

فيعتبر الفرق بين أى متوسطين دال إحصائيا إذا كان

$$\bar{س}_أ - \bar{س}_ب \leq \sqrt{\frac{ف\,(ن_أ + ن_ب)\,(\text{عدد المجموعات} - ١) \times \text{التباين داخل المجموعات}}{ن_أ \times ن_ب}}$$

أو $\bar{س}_أ - \bar{س}_ب \leq S.M$

حيث $\bar{س}_أ$: متوسط درجات المجموعة الأولى مثلا

$\bar{س}_ب$: متوسط درجات المجموعة الثانية مثلا

ف : قيمة «ف» الحرجه من جدول «ف» بالملاحق بدرجات حرية التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات .

$ن_أ$: عدد أفراد المجموعة الأولى .

$ن_ب$: عدد أفراد المجموعة الثانية .

وقد رمزنا للطرف الأيسر من المتباينة بالرمز S.M

مثال :استخدم طريقة شيفيه مع البيانات التالية الخاصة بدرجات اختبار للاستقلال – الاعتماد على المجال الإدراكى لثلاث مجموعات :

ذهانيون : متوسطهم ٦,٢٥ عندما كان عددهم ٤ .

فصاميون : متوسطهم ١١,٠٠ عندما كان عددهم ٥ .

عصابيون : متوسطهم ٤,٨٣ عندما كان عددهم ٦ .

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٨٨,٨٥	٢	٤٤,٤٣		
داخل المجموعات	١٠٣,٧٩	١٢	٨,٦٥	٥,١٣	,٠٥
الكلى	١٩٢,٦٤	١٤			

الحل : نعلم أننا سوف نتحقق من الفرق بين كل متوسطين $\bar{س}_أ$ ، $\bar{س}_ب$

$$\bar{س}_أ - \bar{س}_ب \leq \sqrt{\frac{ف\,(ن_أ + ن_ب)\,(\text{عدد المجموعات} - ١) \times \text{التباين داخل المجموعات}}{ن_أ \times ن_ب}}$$

والطرف الأيسر أطلقنا عليه S.M وعلينا حساب قيمته على اعتبار أننا نتعامل الان مع المجموعتين الأولى والثانية .

إذن $ن_{أ} = ٤$ ، $ن_{ب} = ٥$

عدد المجموعات = ٣ ، التباين داخل المجموعات = ٨,٦٥

وقيمة «ف» الحرجة من الجدول بالملاحق عند درجات حرية ٢ ، ١٢ هى ٣,٨٩ عند مستوى ٠,٠٥

إذن قيمة S.M تكون

$$\sqrt{\frac{٣,٨٩ \,(٤ + ٥)\,(٣ - ١) \times ٨,٦٥}{٤ \times ٥}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣,٨٩ \times ٩ \times ٢ \times ٨,٦٥}{٢٠}}$$

$$= ٥,٤٩$$

ولكن الفرق $\bar{س}_{أ} - \bar{س}_{ب}$

هو ٦,٢٥ – ١١٠٠

أى ٤,٧٥ عدديا (مع إهمال الإشارة)

ويلاحظ أن قيمة الفرق ٤,٧٥ أقل من قيمة S.M وهذا يعنى أنه لا توجد فروق بين متوسط الذهانيون ومتوسط الفصاميون فى الاستقلال – الاعتماد على المجال الإدراكى .

ونتعامل مع المجموعتين الثانية (الفصاميون) والثالثة (العصابيون)

إذن $\bar{س}_{ب} = ١١,٠٠$ ، $\bar{س}_{ج} = ٤,٨٣$

$ن_{ب} = ٥$ ، $ن_{ج} = ٦$

وعدد المجموعات ما زال ٣ ، التباين داخل المجموعات ٨,٦٥

وقيمة «ف» الحرجة بدرجات حرية ٢ ، ١٢ هى :

٣,٨٩ عند مستوى ٠,٠٥

إذن قيمة S.M تكون

$$\sqrt{\frac{٣,٨٩\ (٥+٦)\ (٣-١)\times ٨,٦٥}{٥\times ٦}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣,٨٩\times ١١\times ٢\times ٨,٦٥}{٣٠}}$$

$$= ٤,٩٧$$

ولكن الفرق $\bar{س}_{ب} - \bar{س}_{جـ}$

$١١,٠٠ - ٤,٨٣$

أى ٩,١٧

ويلاحظ أن قيمة الفرق ٩,١٧ أكبر من قيمة S.M

وهذا يعنى تواجد فروق بين الفصاميين والعصابيين فى متوسط الدرجات على اختبار الاستقلال – الاعتماد على المجال الإدراكى، ثم نتعامل بالمثل مع المجموعتين الأولى والثالثة .

$ن_{أ} = ٥$ ، $ن_{جـ} = ٦$

$\bar{س}_{ب} = ٦,٢٥$ ، $\bar{س}_{جـ} = ٤,٨٣$

وعدد المجموعات ٣ ، وقيمة «ف» الحرجة = ٣,٨٩

إذن قيمة S.M تكون

$$\sqrt{\frac{٣,٨٩\ (٤+٦)\ (٣-١)\times ٨,٦٥}{٤\times ٦}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣,٨٩\times ١٠\times ٢\times ٨,٦٥}{٢٤}}$$

$$= ٥,٣٠$$

ولكن الفرق $\bar{س}_{أ} - \bar{س}_{جـ}$

$٦,٢٥ - ٤,٨٣$

أى ١,٤٢

ويلاحظ أن قيمة الفرق ١,٤٢ أقل من قيمة S.M وهذا يعنى عدم وجود فروق بين الذهانيين والعصابيين .

ومن مزايا اختبار شيفيه أنه يمكن استخدامه لمقارنة متوسط مجموعة بمتوسط مجموعتين .

فمثلا يمكن مقارنة متوسط مجموعة الفصاميين بمتوسط مجموعتى الذهانيين والعصابيين .

أى مقارنة $\overline{\text{س}}_{\text{ب}}$ بـ $\overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}}$

ويحسب $\overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}} = \dfrac{\text{ن}_{\text{أ}} \times \overline{\text{س}}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{جـ}} \times \overline{\text{س}}_{\text{جـ}}}{\text{ن}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{جـ}}}$

ويصبح الفرق بين $\overline{\text{س}}_{\text{ب}}$ ، $\overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}}$ دالا إحصائيا إذا كان

$$\overline{\text{س}}_{\text{ب}} - \overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}} \geq \sqrt{\frac{\text{ف}\left(\text{ن}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{ب}} + \text{ن}_{\text{جـ}}\right)\left(\text{عدد المجموعات} - ١\right) \times \text{التباين داخل المجموعات}}{\text{ن}_{\text{ب}}\left(\text{ن}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{جـ}}\right)}}$$

ولذلك لدينا

$\overline{\text{س}}_{\text{أ}} = ٦,٢٥$ $\text{ن}_{\text{أ}} = ٤$ للذهانين .

$\overline{\text{س}}_{\text{ب}} = ١١,٠٠$ $\text{ن}_{\text{ب}} = ٥$ للفصامين .

$\overline{\text{س}}_{\text{جـ}} = ٤,٨٣$ $\text{ن}_{\text{جـ}} = ٦$ للعصابين .

ونريد مقارنة الفصاميين بـ الذهانيين والعصابيين معا .

أى $\overline{\text{س}}_{\text{ب}}$ بـ $\overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}}$

إذن نحسب $\overline{\text{س}}_{\text{أ،جـ}} = \dfrac{\text{ن}_{\text{أ}} \times \overline{\text{س}}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{جـ}} \times \overline{\text{س}}_{\text{جـ}}}{\text{ن}_{\text{أ}} + \text{ن}_{\text{جـ}}}$

$$= \frac{٤ \times ٦,٢٥ + ٦ \times ٤,٨٣}{٤ + ٦} = ٥,٤٠$$

ونحسب الآن قيمة S.M

$$\sqrt{\frac{\text{ف}\left(\text{ن}_{أ}+\text{ن}_{ب}+\text{ن}_{جـ}\right)\left(\text{عدد المجموعات}-1\right)\times\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{ن}_{ب}\left(\text{ن}_{أ}+\text{ن}_{جـ}\right)}}$$

$$=\sqrt{\frac{3{,}89\,(4+5+6)\,(3-1)\times 8{,}65}{5\,(4+6)}}$$

$$=\sqrt{\frac{3{,}89\times 15\times 2\times 8{,}65}{5\times 10}}$$

$$= 4{,}49$$

ولكن الفرق بين $\bar{\text{س}}_{ب}$ ، $\bar{\text{س}}_{أ،جـ}$

= ١١ − ٥,٤٠

أى = ٥,٦٠

ويلاحظ أن قيمة الفرق ٥,٦٠ أكبر من قيمة S.M

وهذا يعنى أن متوسط مجموعة الفصاميين أعلى من متوسط متوسطى الذهانيين والعصابيين فى الاستقلال – الإعتماد على المجال الإدراكى .

ملاحظة : يمكن استخدام اختبار شيفيه فى حالة المجموعات متساوية الحجم

أى عندما $\text{ن}_{أ} = \text{ن}_{ب} = \text{ن}_{جـ} = \ldots\ldots = \text{ن}$

وعلينا حينئذ أن نقارن الفرق بين أى متوسطين بقيمة S.M والشرط اللازم للدلالة كما يلى :

$$\bar{\text{س}}_{أ} - \bar{\text{س}}_{ب} \geq \sqrt{\frac{\text{ف}\times 2\left(\text{عدد المجموعات}-1\right)\times\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{ن}}}$$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بجدول على نفس النحو فى طريقة توكى وطريقة أقل فرق دال مع وضع نجمة أمام كل متوسطين بينهما فروق ذات دلالة إحصائية .

وعند الاعتماد على حزمة البرنامج Spss- X يكون شكل نتائج طريقة شيفيه للمقارنات البعدية المتعددة كما ظهرت فى أحد البحوث كما يلى :

```
                 Multiple group comparisons

- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - O N E W A Y - - - - - - - -

     Variable  WELL        SENSE OF WELL-BEING SCALE
  By Variable  EDUC6       EDUCATION IN 6 CATEGORIES

MULTIPLE RANGE TEST

SCHEFFE PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.010 LEVEL -

          5.53    5.53    5.53    5.53    5.53

THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH MEAN(J)-MEAN(I) IS..
       1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I) + 1/N(J))

   (*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.010 LEVEL

                         G G G G G G
                         r r r r r r
                         p p p p p p

    Mean      Group      1 2 3 4 5 6

    2.6462    Grp 1
    2.7737    Grp 2
```

٤ – طريقة نيومان – كولز Newman - Keuls Method :

يستفاد من هذه الطريقة التى تعرف أحيانا بـ Student - Newman Keuls (S.N.K) مثل سوابقها فى مقارنة الثنائيات الممكنة لمتوسطات عينات مختلفة ، وفى الوقت الذى كان فيه أسلوب توكى يجعل احتمالية خطأ نمط (١) ثابتاً للتجربة ككل بعددها الكلى من المقارنات الثنائية نجد أن أسلوب نيومان – كولز يجعل احتمالية الوقوع فى خطأ نمط(١) ثابتاً لكل مقارنة على حدة .

وهذا الأسلوب يعتمد على توزيع مدى سيتودنتايز (Q) الذى سبقت الإشارة إليه فى طريقة توكى .

والقاعدة العامة لاعتبار فرق أى متوسطين دال إحصائيا يعتمد على كون

$$\sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{ن}}}\; Q \le \bar{\text{س}}_{\text{ب}} - \bar{\text{س}}_{\text{أ}}$$

حيث ن عدد الأفراد فى المجموعة الواحدة ، وذلك فى حالة تساوى حجوم المجموعات . وفى حالة عدم تساوى حجوم المجموعات نستخدم المتوسط التوافقى لحجوم المجموعات من القانون:

$$ن = \frac{\text{عدد المجموعات}}{\frac{1}{ن_أ} + \frac{1}{ن_ب} + \frac{1}{ن_جـ} \ldots\ldots}$$

ويلاحظ أن الجزء الأيسر من المتباينة السابقة هى القيمة H.S.D المعروفة فى اختبار توكى .

وعموما فإن طريقة نيومان – كولز تسير فى خطوات نوجزها فى الآتى :

١ – نرتب المتوسطات تصاعديا ونرصد قيمها بعد الترتيب فى جدول بحيث تكتب قيم هذه المتوسطات مرة فى العمود الأول ومرة فى الصف الأول داخل هذا الجدول .

٢ – نملأ خلايا الجدول بالفروق بين المتوسطات ، بحيث أن الخلية الموجودة عند نقطة تقاطع أى متوسطين تشتمل على فرق هذين المتوسطين .

٣ – لكل صف أفقى من صفوف الجدول نستخرج قيمة (Q) من جدول المدى المعيارى (بالملاحق) الذى سبق استخدامه فى إختبار توكى بدرجات حرية:

[التباين داخل المجموعات ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى ذلك الصف]

ويلاحظ أن عدد المتوسطات يقل بمقدار واحد كلما تدرجنا فى الجدول من أعلى إلى أسفل ، وهذا ما يجعل قيمة (Q) تتغير من صف إلى اخر ، ونرصد هذه القيم بجوار اخر عمود خلايا على يسار الجدول .

٤ – لكل صف فى الجدول تحسب القيمة $Q \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}}$

ويمكن أن نرمز لها بـ H.S.D كما كنا نفعل . أو رمز اخر نقترحه وليكن (R) ونسمى هذه القيمة بالقيمة الحرجة المحسوبة (R) ونرصدها بجوار عمود الخلايا (Q)على يسار الجـــدول .

٥ – فى كل صف نقارن فرق المتوسطين الموجود داخل كل خلية بالقيمة الحرجة المحسوبة (R) بنفس الصف ، فإذا اتضح أن الفرق الموجود بالخلية أكبر من أو يساوى قيمة (R) قيل أن الفرق بين متوسطى المجموعتين دال

إحصائيا ، وإذا جاء الفرق الموجود بالخلية أقل من قيمة (R) قيل : إن الفرق بين متوسطى المجموعتين غير دال .

مثال : فى إحدى تجارب التعلم جاءت النتائج بخصوص مجموعات أربع كما يلى :

المتوسطات ٨ ، ١٠ ، ٧ ، ٤ على الترتيب

حجم كل مجموعة ٥ أفراد ، كما أن جدول نتائج التحليل كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٢٠,٥٢	٣	٤٠,١٧		
داخل المجموعات	٧١,٣٣	١٦	٤,٤٥	٩,٠٣	٠,٠١
الكلى	١٩١,٨٥	١٩			

اكشف عن مواقع الفروق

الحل : علينا أن نرتب المتوسطات ونرصدها فى جدول ، ونحسب الفرق بين كل متوسطين ونضعه فى خلية التقاطع كما يلى :

	المتوسطات	س٢ = ١٠	س١ = ٨	س٣ = ٧	س٤ = ٤	Q	R
الصف الأول	س٢ = ١٠		٢	٣	٦*	٥,١٩	٤,٨٩
الصف الثانى	س١ = ٨			١	٤	٤,٧٩	٤,٥٠
الصف الثالث	س٣ = ٧				٣	٤,١٣	٣,٨٨
الصف الرابع	س٤ = ٤						

نكشف عن قيم (Q) من جدول المدى المعيارى لكل صف من الصفوف .

فى الصف الأول : ندخل الجدول بدرجات حرية التباين داخل ، عدد المتوسطات المقارنة فى هذا الصف أى عند درجات حرية ١٦ ، ٤ نجد Q = ٥,١٩ عند مستوى ٠,٠١ .

في الصف الثاني : أي عند درجات حرية ١٦ ،٣ نجد Q = ٤,٧٩ عند مستوى ٠,٠١ .

في الصف الثالث : أي عند درجات حرية ١٦ ، ٢ نجد Q = ٤,١٣ عند مستوى ٠,٠١ .

وعلينا بعد رصد قيم (Q) في الجدول السابق أن نحسب قيمة (R) لكل صف أيضاً

في الصف الأول : $R = Q \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}}$

$$R = ٥,١٩ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٥}}$$

$$= ٥,١٩ \sqrt{,٨٩}$$

$$= ٥,١٩ \times ,٩٤$$

$$R = ٤,٨٩$$

في الصف الثاني : $R = ٤,٧٩ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٥}}$

$$= ٤,٧٩ \times ,٩٤$$

$$= ٤,٥٠$$

في الصف الثالث : $R = ٤,١٣ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٥}}$

$$= ٣,٨٨$$

ونرصد القيم السابقة في العمود الأخير من الجدول أسفل الرمز R وتسمى القيمة الحرجة المحسوبة .

وعلينا الان أن ننظر إلى كل صف من خلايا الجدول ، ونقارن القيمة الموجودة بكل خلية (فرق متوسطين) بالقيمة الحرجة المحسوبة R في نفس صف الخلايا ، فإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أكبر من أو تساوي قيمة R قيل : إن مجموعتي تقاطع الخالية بينهما فروق ، وإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أقل من قيمة R قيل أن المجموعتين ليس بينهما فروق .

ولذلك نلاحظ فى الجدول السابق أن :

فى صف الخلايا الأولى : القيمة ٢ أقل من ٤,٨٩

فنقول : إنه لا يوجد فروق بين المجموعتين الثانية والأولى

كذلك القيمة ٣ أقل من ٤,٨٩ .

فنقول : إنه لا يوجد فروق بين المجموعتين الثانية والثالثة .

أما القيمة ٦ فهى أكبر من ٤,٨٩ .

فنقول : إنه يوجد فروق بين المجموعتين الثانية والرابعة ونضع فوقها نجمة (*) .

أما فى صف الخلايا الثانى : القيمة ١ أقل من ٤,٥٠

فنقول لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والثالثة

كذلك القيمة ٤ أقل من ٤,٥٠ .

فنقول : إنه لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والرابعة .

أما فى صف الخلايا الثالث: نجد قيمة واحدة هى ٣ وهى أقل من ٣,٨٨ فنقول: إنه لاتوجد فروق بين المجموعتين الثالثة والرابعة .

وعلى هذا نستنتج أنه توجد فروق بين مجموعتين فقط هى المجموعة الثانية والرابعة .

وعلى الرغم من أن ف = ٩,٠٣ وهى دالة عند ٠,٠١ فى النتائج الموضحة بجدول تحليل التباين .

إلا أن هذه القيمة تنطوى فقط على مواقع للفروق بين متوسطى المجموعتين الثانية والرابعة .

وعند الاعتماد على حزمة البرامج Spss- X تحصل على شكل النتائج كما يلى:

```
                    Homogeneous subsets

- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - O N E W A Y - - - - - - - -

      Variable  WELL        SENSE OF WELL-BEING SCALE
   By Variable  EDUC6       EDUCATION IN 6 CATEGORIES

MULTIPLE RANGE TEST

STUDENT-NEWMAN-KEULS PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -

          2.81   3.34   3.65   3.80   4.05

HARMONIC MEAN CELL SIZE =      62.7235
THE ACTUAL RANGE USED IS THE LISTED RANGE *       0.3162

   (*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL

                           G G G G G G
                           r r r r r r
                           p p p p p p

     Mean       Group      1 2 3 4 5 6

     2.6462     Grp 1
     2.7737     Grp 2
     4.1796     Grp 3      * *
     4.5610     Grp 4      * *
     4.6625     Grp 5      * *
     5.2297     Grp 6      * *

  HOMOGENEOUS SUBSETS    (SUBSETS OF GROUPS, WHOSE HIGHEST AND LOWEST MEANS
                          DO NOT DIFFER BY MORE THAN THE SHORTEST
                          SIGNIFICANT RANGE FOR A SUBSET OF THAT SIZE)

SUBSET  1

GROUP        Grp 1          Grp 2
MEAN         2.6462         2.7737
- - - - - - - - - - - - - - - - - -

SUBSET  2

GROUP        Grp 3          Grp 4          Grp 5          Grp 6
MEAN         4.1796         4.5610         4.6625         5.2297
- - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -
```

٥ – طريقة دنكن Duncan`s Method

يستفاد من هـذا الأسلوب فى مقارنة ثنائيات المتوسطات الخاصـة بالمجموعات موضـع المقارنة .

والقاعدة اللازمة لاعتبار فرق أى متوسطين دال إحصائيا يعتمد على كون

$$\bar{س}_{أ} - \bar{س}_{ب} \geq D\sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}}$$

حيث D : هى قيمة حرجة من جدول دنكن بالملاحق بدرجات حرية :

[التباين داخل المجـموعـات ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى الصف عند ترتيب جميع المتوسطات تصاعديا] .

وهذا ما يجعل قيمة D تتغير

وعموما فطريقة دنكن تسير فى خطوات نوجزها فيما يلى :

١ – نرتب المتـوسطات تصـاعديا ونرصد قيمـها بعد الترتيب فى جـدول بحيث تكتب قيم هذه المتـوسطات مـرة واحـدة فـقط فى الصف الأول من خـلايا الجدول .

٢ – نملأ خلايا الجدول بالفروق بين المتوسطات ابتداء من الجهة اليسرى العلوية من الجدجدول بحيث أن :

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الأكبر تمتلىء بالفروق بين المتوسط الأكبر، وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب .

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الثانى الأقل مباشرة من الأكبر تترك الأولى منها خالية حيث أصبح عدد المتوسطات أقل بـ (١) وتمتلىء الخلايا التى أسفلها بالفروق بين هذا المتوسط وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب .

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الثالث الأقل مباشرة من السابق تترك منها خليتان فارغتان حيث أصبح عدد المتوسطات أقل بـ (٢) وتمتلىء الخلايا التى أسفلها بالفروق بين هذا المتوسط وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب ...... وهكذا .

٣ – لكل صف أفقى من صفوف الجدول نستخرج قيمة (D) من جدول دنكن بالملاحق بدرجات حرية :

[التباين داخل المجموعات ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى الصف عند ترتيب جميع المتوسطات تصاعديا] .

ويلاحظ أن عدد المتوسطات يقل بمقدار واحد كلما تدرجنا فى الجدول من أعلى إلى أسفل ، وهذا يجعل قيمة (D) تتغير من صف إلى اخر ، ونرصد هذه القيم بجوار اخر عمود خلايا على يسار الجدول .

٤– لكل صف فى الجدول تحسب القيمة $D \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}}$

ونرمز للقيم الناتجة بالرمز (M) ونسميها بالقيمة الحرجة المحسوبة M ونرصدها بجوار عمود الخلايا (D) على يسار الجدول .

٥ – فى كل صف نقارن فرق المتوسطين الموجود داخل كل خلية بالقيمة الحرجة المحسوبة (M) بنفس الصف .

فإذا اتضح أن الفرق الموجود أكبر من أو يساوى قيمة (M) قيل : إن الفرق بين متوسطى المجموعتين دال إحصائيا ، وإذا جاء الفرق الموجود بالخلية أقل من قيمة (M) قيل : إن الفرق بين متوسطى المجموعتين غير دال .

مثال : فى المثال السابق الخاص بتجارب التعلم استخدم طريقة دنكن .

الحل : علينا أن نرتب المتوسطات ونرصدها فى جدول،فى الصف الأول من خلاياه فقط،ونحسب الفرق بين كل متوسطين مع مراعاة الخطوة (٢) أثناء عملية رصد الفروق .

	س̄٤ = ٤	س̄٣ = ٧	س̄١ = ٨	س̄٢ = ١٠	D	M
الصف الأول				س̄٢ - س̄٤ ٦	٤,٤٥	٥,٤٢
الصف الثانى			س̄١ - س̄٤ ٤	س̄٢ - س̄٣ ٣	٤,٣٤	٥,٣٩
الصف الثالث		س̄٣ - س̄٤ ٣	س̄١ - س̄٣ ١	س̄٢ - س̄١ ٢	٤,١٣	٥,٠٣
الصف الرابع						

نكشف عن قيم (D) من جدول دنكن بالملاحق لكل صف من الصفوف .

فى الصف الأول : ندخل جدول دنكن بدرجات حرية التباين داخل ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى الصف عند ترتيب جميع المتوسطات .

أى عند درجات حرية ١٦ ، ٤ نجد D = ٤,٤٥ عند مستوى ٠,٠١

فى الصف الثانى : أى عند درجات حرية ١٦ ، ٣ نجد D = ٤,٣٤ عند مستوى ٠,٠١

فى الصف الثالث : أى عند درجات حرية ٢,١٦ نجد D = ٤,١٣ عند مستوى ٠,٠١

وعلينا بعد رصد قيم D على اليسار فى الجدول السابق أن نحسب قيمة (M) لكل صف أيضا .

فى الصف الأول : $M = D\sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{درجات الحرية بين المجموعات}}}$

$$M = ٤,٤٥ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٣}}$$

$$= ٤,٤٥ \times \sqrt{١,٤٨}$$

$$M = ٥,٤٢$$

فى الصف الثانى : $M = ٣,٣٤ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٣}}$

$$= ٥,٢٩$$

فى الصف الثالث : $M = ٤,١٣ \sqrt{\frac{٤,٤٥}{٣}}$

$$= ٥,٠٣$$

ونرصد القيم السابقة فى العمود الأخير من الجدول على اليسار أسفل الرمز M

علينا الآن أن ننظر إلى كل صف من خلايا الجدول ، ونقارن القيمة الموجودة بكل خلية (فرق متوسطين) بالقيمة الحرجة المحسوبة M فى نفس صف الخلايا . فإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أكبر من أو تساوى قيمة M قيل : إن المجموعتين بينهما فروق ، وإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أقل من قيمة M قيل : إن المجموعتين ليس بينهما فروق .

ولذلك نلاحظ فى الجدول السابق أن :

فى صف الخلايا الأول : القيمة ٦ أكبر من ٥,٤٢

فنقول : إنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين الثانية والرابعة .

فى صف الخلايا الثانى : جميع القيم أقل من ٥,٢٩

ولذلك لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والرابعة .

ولا توجد فروق بين المجموعتين الثانية والثالثة .

في صف الخلايا الثالث : جميع القيم أقل من ٥,٠٣

ولذلك لا توجد فروق بين المجموعتين الثالثة والرابعة .

لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والثالثة .

لا توجد فروق بين المجموعتين الثانية والأولى .

وعلى هذا نستنتج أنه توجد فروق بين مجموعتين فقط هما المجموعة الثانية والرابعة ، وعلى الرغم من أن ف = ٩,٠٣ وهى دالة عند ٠,٠١ فى النتائج الموضحة بجدول تحليل التباين ، إلا أن هذه القيمة تنطوى فقط على مواقع للفروق بين متوسطى المجموعتين الثانية والرابعة .

ويلاحظ أن ما توصلنا إليه بطريقة دنكن هو نفس ما توصلنا إليه بطريقة توكى.

ويمكن أن نلخص النتائج بوضع خطوط تحت المتوسطات التى ليس بينها فروق ذات دلالة إحصائية وذلك كما يلى :

المجموعات (العينات)	:	الرابعة	الثالثة	الأولى	الثانية
المتوسطات	:	٤	٧	٨	١٠

ويلاحظ أن أى متوسطين لا يختلفان عن بعضهما بدلالة إحصائية إذا كان تحتهما نفس الخط ، وأى متوسطين يختلفان عن بعضهما بدلالة إحصائية إذا لم يكن تحتهما نفس الخط .

وإذا استخدمنا الحاسب الالى مع حزمة البرامج Spss- X نحصل على النتائج كما يوضحها الشكل القادم فى أحد البحوث.

MATRIX DATA with procedure ONEWAY

ROWTYPE_	EDUC	VARNAME_	WELL
N	1		65.0000
MEAN	1		2.6462
N	2		95.0000
MEAN	2		2.7737
N	3		181.0000
MEAN	3		4.1796
N	4		82.0000
MEAN	4		4.5610
N	5		40.0000
MEAN	5		4.6625
N	6		37.0000
MEAN	6		5.2297
MSE			6.2699
DFE			494.0000

NUMBER OF CASES READ = 14   NUMBER OF CASES LISTED = 14

- O N E W A Y - - - - - - - - - - -

Variable WELL
By Variable EDUC

Group	Grp 1	Grp 2	Grp 3	Grp 4	Grp 5	Grp 6
COUNT	65.	95.	181.	82.	40.	37.
MEAN	2.6462	2.7737	4.1796	4.5610	4.6625	5.2297

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	D.F.	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARES	F RATIO	F PROB.
BETWEEN GROUPS	5	361.3150	72.2630	11.5254	.0000
WITHIN GROUPS	494	3097.3306	6.2699		
TOTAL	499	3458.6456			

- O N E W A Y - - - - - - - - - - -

Variable WELL
By Variable EDUC

MULTIPLE RANGE TEST

DUNCAN PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -

2.78 2.93 3.02 3.09 3.15

THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH MEAN(J)-MEAN(I) IS..
1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I) + 1/N(J))

(*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL

Mean	Group	Grp 1	Grp 2	Grp 3	Grp 4	Grp 5	Grp 6
2.6462	Grp 1						
2.7737	Grp 2						
4.1796	Grp 3	*	*				
4.5610	Grp 4	*	*				
4.6625	Grp 5	*	*				
5.2297	Grp 6	*	*	*			

٦ - **الطريقة المختصرة باستخدام المجالات (المدى)**

Short - Cut Computation Using Ranges

تستخدم هذه الطريقة فى اختبار كل المقارنات الممكنة بين متوسطات المجموعات أو العينات ، وتعتمد على المدى أو المجال Range لكل عينة وعلى فرض وجود مجموعات لها المتوسطات .

$\bar{س}_{أ}$ ، $\bar{س}_{ب}$ ، $\bar{س}_{جـ}$ ، ....

فإن الفرق بين أى متوسطين يكون له دلالة إحصائيا إذا كان

$$\bar{س}_{أ} - \bar{س}_{ب} \geqslant S \times \frac{\text{مجموع المجالات (المدى) للعينات كلها}}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة}}$$

حيث : المدى لأى عينة = أكبر درجة – أقل درجة للظاهرة المقاسة

، S المعامل الحرج للطريقة المختصرة بالملاحق بدرجات حرية عدد المجموعات (العينات) ، عدد الأفراد فى كل مجموعة .

مثال : فيما يلى بيانات زمن الرجع لأربع مجموعات تحت ظروف مختلفة .

المجموعة الأولى: ٦,٣ ، ٧,٣ ، ٦,٦ ، ٧,٩ ، ٥,٦ ، ٩,٥

المجموعة الثانية : ٧,٩ ، ٩,٠٠ ، ٩,٥ ، ٨,٤ ، ٨,٣ ، ٨

المجموعة الثالثة : ٧,٥ ، ٩,٣ ، ٧,٥ ، ٧,٤ ، ٦,٠٠ ، ٨

المجموعة الرابعة : ٥ ، ٧,١ ، ٤,٩ ، ٦,٤ ، ٦,٤ ، ٧,١

والمطلوب التحقق من مواقع الفروق بين متوسطات المجموعات ، على اعتبار أن الباحث توصل إلى نتائج تحليل تباين تشير إلى أن «ف» لها دلالة إحصائية .

الحل :

المجموعات	المتوسطات	المدى (المجال)
الأولى	٧,٢	٧,٩٠
الثانية	٨,٥٢	١,٦٠
الثالثة	٧,٦٢	٣,٣٠
الرابعة	٦,١٥	٢,٢٠

مجموع المجالات = ١١,٠٠

علينا أن نحدد قيمة (S) من جدول الطريقة المختصرة بالملاحق عند درجات حرية :

عدد المجموعات ٤ ، عدد الأفراد فى كل مجموعة ٦

إذن قيمة (S) = ,٩٥ عند مستوى ,٠٥

وعلينا أن نحسب الجزء الأيسر من المتباينة

$$\bar{س}_{أ} - \bar{س}_{ب} \geqslant S \times \frac{\text{مجموع المجالات}}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة}}$$

$$\text{الجزء الأيسر } ,٩٥ \times \frac{١١}{٦} = ١,٧٤$$

وعلينا أن نقارن الفرق بين كل متوسطين بالقيمة ١,٧٤

وذلك بعد رصد قيم المتوسطات والفروق بينهما فى جدول كما يلى :

المجموعة	المتوسطات	٧,٢٠	٨,٥٢	٧,٦٢	٦,١٥
الأولى	٧,٢٠		١,٣٢	,٤٢	١,٠٥
الثانية	٨,٥٢			,٩٠	٢,٣٧ *
الثالثة	٧,٦٢				١,٤٧
الرابعة	٦,١٥				

ويلاحظ أن القيمة ٢,٣٧ أكبر من ١,٧٤ وهى تدل على وجود فروق بين المجموعتين الثانية والرابعة ، ويمكن أن نضع على هذه القيمة فى الجدول نجمة كما يلى (*) .

وباقى الفروق بين أى متوسطين أقل من القيمة ١,٧٤ .

ملاحظة : إذا استخدمنا طريقة توكى مع البيانات السابقة فسوف نصل إلى نفس النتائج ، بينما إذا استخدمنا طريقة أقل فرق دال (L..S.D) فسوف نصل إلى فروق ثلاثة دالة إحصائيا بين :

المجموعتين الثانية والرابعة

والمجموعتين الثانية والأولى

والمجموعتين الثالثة والرابعة

مما يدل على أن طريقة أقل فرق دال (L.S.D) تؤدى إلى فروق بين المتوسطات أكثر من طريقة توكى والطريقة المختصره فهما أكثر تحفظا .

ملاحظة هامة : بعد عرض الطرق السابقة لمقارنة المتوسطات يجب أن نؤكد على ما يلى :

١ – يجب أن تشير نتائج تحليل التباين إلى أن نسبة «ف» لها دلالة إحصائية قبل أن نقبل على استخدام فكرة المقارنات بين المتوسطات .

٢ – لا تستخدم طريقة أقل فرق دال (L.S.D) إلا لمقارنة المتوسطات المنصوص على مقارنتها فى تصميم البحث قبل البدء بتحليل البيانات .

٣ – طريقة توكى تنظر إلى التجربة كوحده واحدة وهى أكثر تحفظا من باقى الطرق مما يجعل احتمالية ارتكاب خطأ نمط (١) ثابتا للتجربة ككل فى حين أن طريقة نيومان – كولز تجعل احتمالية الوقوع فى خطأ نمط (١) ثابتا لكل مقارنة على حدة .

٤ – أسرع الطرق هى الطريقة المختصرة باستخدام المجالات وهى طريقة متحفظة مثل طريقة توكى .

٥ – طريقة دنكن أقوى من طريقة توكى .

٦ – طريقة شيفيه من أشهر أساليب المقارنات البعدية فى البحوث الإنسانية .

ثانيا : أساليب المقارنات المخطط لها (القبلية) Priori Comparisons

إن المقارنات المخطط لها قبلا أو مسبقا ، تعتمد على حث الباحث أثناء قراءاته على الأطر النظرية فى مجال بحثه ، فنجده أصبح لديه نظريا وفكريا ما يجعله يحاول الإجابة على أسئلة مثل :

هل يختلف متوسط المجموعة الأولى $\overline{س}_{أ}$ مثلا عن باقي متوسطات المجموعات ؟

هل يختلف متوسط المجموعة الثانية $\overline{س}_{ب}$ مثلا عن متوسط المجموعتين الثالثة والرابعة ؟

هل يختلف متوسط المجموعة الثالثة $\overline{س}_{جـ}$ مثلا عن متوسط المجموعة الرابعة $\overline{س}_{د}$ ؟

إن الإجابة على التساؤلات السابقة يعتمد أيضا على إجراء تحليل التباين ، ويكون الباحث هنا بصدد عقد مقارنات مخطط لها قبليا . ولها أساليب إحصائية تختلف عما عهدناه من قبل من أساليب للمقارنات حينما كان سؤال الباحث .

هل تختلف متوسطات المجموعات بعضها عن بعض ؟

فهو لم يحدد أو لم يود تحديد مقارناته مقدما ، أي أنه على يقين من أنه سوف يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين المتوسطات .

ومن الأساليب التي تستخدم حينما نكون بصدد مقارنات سابقة التخطيط طريقة المقارنات المتعامدة وطريقة « دن » ، ولا تشترط هذه الطرق أن تكون قيمة النسبة «ف» الناتجة في تحليل التباين دالة أم غير دالة .

١ – طريقة المقارنات المتعامدة Orthognal Comparisons

قد يرغب الباحث في التحقق من صحة بعض الفروض المتعلقة بالمتوسطات بحيث يكون كل منها مستقلا عن الاخر (أي استقلال الفروض بعضها عن بعض) ولا يحدث تداخل بين الفروض الفرعية المختلفة .

فإذا توفر شرط كون مجموع عدد من الثوابت (ث) بعدد المجموعات موضع المقارنة = صفر ، فإن توفيقة مجموع حواصل ضرب متوسطات المجموعات في هذه المقادير الثابتة تسمى مقارنة متعامدة .

أي أن $ث_{١} + ث_{٢} + ث_{٣} + ... = صفر$

يجعل $ث_{١} \times \overline{س}_{١} + ث_{٢} \times \overline{س}_{٢} + ث_{٣} \times \overline{س}_{٣} + ...$ تسمى مقارنة متعامدة .

وإذا كان لمقارنة متعامدة أولى ثوابت $ث_{١}$ ، $ث_{٢}$ ، $ث_{٣}$

ولمقارنة متعامدة ثانية ثوابت $ث'_1$ ، $ث'_2$ ، $ث'_3$

فيقال للمقارنتين إنهما متعامدتان إذا كان

$$ث_1 \times ث'_1 + ث_2 \times ث'_2 + ث_3 \times ث'_3 = صفر$$

أو يقال : إن هاتين المقارنتين تحققان شرط التعامد .

ولنفرض الآن أن لدينا ثلاث مجموعات ذات متوسطات $\overline{س}_أ$ ، $\overline{س}_ب$ ، $\overline{س}_جـ$ وأردنا :

١– مقارنة متوسط المجموعة الأولى بمتوسط المجموعة الثانية :

فإن الفرض الصفرى يكون $\overline{س}_أ - \overline{س}_ب = صفر$

ويمكن التعبير عن هذه المقارنة كما يلى :

$$(١) \times \overline{س}_أ + (-١) \times \overline{س}_ب + (صفر)\ \overline{س}_٣$$

حتى يكون مجموع الثوابت الثلاثة = صفر

$$(١) + (-١) + (صفر) = صفر$$

٢ – مقارنة متوسط متوسطى المجموعة الأولى والثانية بمتوسط المجموعة الثالثة .

$$\text{فإن الفرض الصفرى يكون}\quad \frac{\overline{س}_أ + \overline{س}_ب}{٢} - \overline{س}_جـ = صفر$$

$$\text{أو}\quad \frac{١}{٢}\overline{س}_أ + \frac{١}{٢}\overline{س}_ب - \overline{س}_جـ = صفر$$

ويمكن التعبير عن هذه المقارنة كما يلى :

$$\left(\frac{١}{٢}\right)\overline{س}_أ + \left(\frac{١}{٢}\right)\overline{س}_ب + (-١)\ \overline{س}_جـ$$

حتى يكون مجموع الثوابت الثلاثة = صفر

$$\left(\frac{١}{٢}\right) + \left(\frac{١}{٢}\right) + (-١) = صفر$$

وحيث أن مجموع الثوابت فى كل من المقارنة الأولى والمقارنة الثانية = صفر إذن فكل منهما قد توفر فيه شرط التعامد

وحتى يمكن لنا أن نقول : إنهما مقارنتان متعامدتان يجب أن يكون مجموع حواصل ضرب كل ثابتين متناظرين = صفر

أى أن $ث_١ \times ث_١^{\prime} + ث_٢ \times ث_٢^{\prime} + ث_٣ \times ث_٣^{\prime}$ = صفر كما سبقت الإشارة ، وهذا واضح فى المقارنتين السابقتين .

ثوابت المقارنة الأولى ١   − ١   صفر

ثوابت المقارنة الثانية $\frac{١}{٢}$ $\frac{١}{٢}$ −١

حيث نرى أن $\left(١ \times \frac{١}{٢}\right) + \left(-١ \times \frac{١}{٢}\right) + (\text{صفر} \times -١)$ = صفر

وطبيعة الحال فهذه الثوابت يمكن استنتاجها ، وقد عرضت فى بعض المؤلفات على أساس عدم الاجتهاد فيها واستخدامها مباشرة من جداول أعدت لهذا الغرض ، وفيما يلى بعض هذه الثوابت باختلاف إعداد المجموعات .

(أولا) عندما يكون عدد المجموعات = ٣

$ث_أ = ١$ $ث_ب = \frac{-١}{٢}$ $ث_جـ = \frac{-١}{٢}$

$ث_أ^{\prime}$ = صفر $ث_ب^{\prime} = ١$ $ث_جـ^{\prime} = -١$

(ثانيا) عندما يكون عدد المجموعات = ٤

$ث_أ = ٣$ $ث_ب = -١$ $ث_جـ = -١$ $ث_د = -١$

$ث_أ^{\prime}$ = صفر $ث_ب^{\prime} = ٢$ $ث_جـ^{\prime} = -١$ $ث_د^{\prime} = -١$

$ث_أ^{\prime\prime}$ = صفر $ث_ب^{\prime\prime}$ = صفر $ث_جـ^{\prime\prime} = ١$ $ث_د^{\prime\prime} = -١$

(ثالثا) عندما يكون عدد المجموعات = ٥

$ث_أ = ٤$ $ث_ب = -١$ $ث_جـ = -١$ $ث_د = -١$ $ث_هـ = -١$

$ث_أ^{\prime}$ = صفر $ث_ب^{\prime} = ٣$ $ث_جـ^{\prime} = -١$ $ث_د^{\prime} = -١$ $ث_هـ^{\prime} = -١$

$$ث'_{أ} = \text{صفر} \quad ث'_{ب} = \text{صفر} \quad ث'_{جـ} = ٢ \quad ث'_{د} = -١ \quad ث'_{هـ} = -١$$

$$ث''_{أ} = \text{صفر} \quad ث''_{ب} = \text{صفر} \quad ث''_{جـ} = \text{صفر} \quad ث''_{د} = ١ \quad ث''_{هـ} = -١$$

وبعد ذلك فإذا أراد الباحث أن يستخدم أسلوب المقارنات المتعامدة ، فإن عليه أن يحسب نسبة فائية «ف» غير التى توصل إليها فى تحليل التباين من القانون .

$$ف = \frac{\left[ث_{أ} \times \bar{س}_{أ} + ث_{ب} \times \bar{س}_{ب} + ث_{جـ} \times \bar{س}_{جـ} + \dots \right]^{٢}}{\text{التباين داخل المجموعات} \times \left[\frac{ث^{٢}_{أ}}{ن_{أ}} + \frac{ث^{٢}_{ب}}{ن_{ب}} + \frac{ث^{٢}_{جـ}}{ن_{جـ}} + \dots \right]}$$

حيث $ث_{أ}$ ، $ث_{ب}$ ، $ث_{جـ}$ ، .... الثوابت أو المعاملات الوزنية طبقا لعدد المجموعات كما سبقت الإشارة .

$\bar{س}_{أ}$ ، $\bar{س}_{ب}$ ، $\bar{س}_{جـ}$ .... متوسطات المجموعات المختلفة

$ن_{أ}$ ، $ن_{ب}$ ، $ن_{جـ}$ .... أعداد الأفراد فى المجموعات المختلفة

ثم نقارن قيمة «ف» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ف» الجدولية بالملاحق عند درجات حرية (١ ، درجات حرية التباين داخل المجموعات)

فإذا جاءت «ف» المحسوبة أكبر من أو تساوى «ف» الجدولية رفض الفرض الصفرى .

وإذا جاءت «ف» المحسوبة أقل من «ف» الجدولية قبل الفرض الصفرى .

مثال : طبق اختبار للغضب على أربع مجموعات من الأطفال مختلفين فى طريقة الرضاعة (التغذية) الأولى رضاعة طبيعية . والثانية رضاعة صناعية . والثالثة تغذية طبيعية أكثر من الصناعية . والرابعة تغذية صناعية أكثر من الطبيعية ، بحث اشتملت كل مجموعة على ٤٧ طفلا . فإذا كانت متوسطات المجموعات على التوالى ١٣,٧٣ ، ١٠,٠٣ ، ٦,٤٨ ، ٥,٤٤

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١١٨٤,٠٠	٣	٣٩٤,٦٧		
داخل المجموعات	١٣٧٩,٠٠	١٨٤	٧,٤٩	٥٢,٦٦	٠,٠١
الكلى	٢٥٦٣,٠٠	١٨٧			

وقد اهتم الباحث بالتحقق من صحة الفروض التالية قبل بدء التجربة (البحث) .

١ – لا يختلف أطفال الرضاعة الطبيعية عن باقى مجموعات الأطفال فى الغضب .

٢ – لا يختلف أطفال الرضاعة الصناعية عن مجموعتى التغذية الطبيعية والصناعية فى الغضب .

٣ – لا يختلف أطفال التغذية الطبيعية أكثر من الصناعية عن أطفال التغذية الصناعية أكثر من الطبيعية فى الغضب .

إن الفروض الثلاثة تتطلب إجراء ثلاث مقارنات قد حددها الباحث قبل بدء التجربة وهى كما يلى :

$$\bar{س}_{أ} - \frac{\bar{س}_{أ} + \bar{س}_{ب} + \bar{س}_{جـ}}{٣} = \text{صفر}$$

$$\bar{س}_{ب} - \frac{\bar{س}_{جـ} + \bar{س}_{د}}{٢} = \text{صفر}$$

$$\bar{س}_{جـ} - \bar{س}_{د} = \text{صفر}$$

ويمكن أن نرمز لكل من المقارنات السابقة بالرموز Ψ_1 ، Ψ_2 ، Ψ_3

على الترتيب ويسمى Ψ (أبساى) وهو حرف لاتينى

وعلينا عمل جدول نرصد فيه قيم المتوسطات والأوزان أو القيم الثابتة كما يلى :

المتوسط / المقارنة	المجموعة الأولى $\bar{س}_أ = ١٣,٧٣$	المجموعة الثانية $\bar{س}_ب = ١٠,٠٣$	المجموعة الثالثة $\bar{س}_{جـ} = ٦,٤٨$	المجموعة الرابعة $\bar{س}_د = ٥,٤٤$
معاملات المقارنة الأولى	٣	-١	-١	-١
معاملات المقارنة الثانية	صفر	٢	-١	-١
معاملات المقارنة الثالثة	صفر	صفر	١	-١

علينا أن نحسب النسبة «ف» ثلاث مرات طبقا للقانون .

$$\text{ف} = \frac{\left[\text{ث}_أ \times \bar{\text{س}}_أ + \text{ث}_ب \times \bar{\text{س}}_ب + \text{ث}_{جـ} \times \bar{\text{س}}_{جـ} + \ldots\right]^{٢}}{\text{التباين داخل المجموعات} \times \left[\frac{\text{ث}_أ^{٢}}{\text{ن}_أ} + \frac{\text{ث}_ب^{٢}}{\text{ن}_ب} + \frac{\text{ث}_{جـ}^{٢}}{\text{ن}_{جـ}} + \ldots\right]}$$

في حالة المقارنة الأولى (الفرض الأول) :

$$\text{ف} = \frac{\left[٥,٤٤ \times (-١) + ٦,٤٨ \times (-١) + ١٠,٠٣ \times (-١) + ١٣,٧٣ \times ٣\right]^{٢}}{\left[\frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(٣)^{٢}}{٤٧}\right] \times ٧,٤٩}$$

$$\text{ف} = \frac{\left[٥,٤٤ - ٦,٤٨ - ١٠,٠٣ - ٤١,١٩\right]^{٢}}{\left[,٠٢ + ,٠٢ + ,٠٢ + ,٠٦\right] \times ٧,٤٩}$$

$$\text{ف} = \frac{\left[١٩,٢٤\right]^{٢}}{\left[,١٢\right] \times ٧,٤٩}$$

$$\text{ف} = ٤١١,٨٥$$

وعند درجات حرية (١ ، ١٨٤)

نجد أن قيمة « ف » الجدولية من الملاحق

ف = ٦,٦٣ عند مستوى ٠١,

وبالتالى نجد أن ف المحسوبة ٤١١,٨٥ أكبر من قيمة « ف » الجدولية ٦,٦٣ وعلى هذا نرفض الفرض الصفرى .

ونستطيع القول بأن أطفال الرضاعة الطبيعية يختلفون فى الغضب عن باقى مجموعات الأطفال ، ويكون الفرض الأول قد رفض .

وعلينا أن نستخدم نفس الطريقة مرة أخرى

فى حالة المقارنة الثانية (الفرض الثانى) :

$$\text{ف} = \frac{\left[\text{صفر} \times ١٣,٧٣ + ٢ \times ١٠,٠٣ + (-١) \times ٦,٤٨ + (-١) \times ٥,٤٤\right]^{٢}}{٧,٤٩ \times \left[\frac{(\text{صفر})^{٢}}{٤٧} + \frac{(٢)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧}\right]}$$

$$\text{ف} = \frac{٦٦,٢٦}{,٠٩ \times ٧,٤٩}$$

$$\text{ف} = ٩٨,٢٩$$

وعند درجات حرية (١ ، ١٨٤) نجد أن قيمة «ف» الجدولية = ٦,٦٣

وبالتالى فإن «ف» المحسوبة ٩٨,٢٩ أكبر من «ف» الجدولية ٦,٦٣

وعلى هذا فإن أطفال الرضاعة الصناعية يختلفون فى الغضب عن أطفال مجموعتى التغذية الطبيعية والصناعية ، ويكون الفرض الثانى قد رفض .

فى حالة المقارنة الثالثة (الفرض الثالث) :

$$\text{ف} = \frac{\left[\text{صفر} \times ١٣,٧٣ + \text{صفر} \times ١٠,٠٣ + ١ \times ٦,٤٨ + (-١) \times ٥,٤٤\right]^{٢}}{٧,٤٩ \times \left[\frac{(\text{صفر})^{٢}}{٤٧} + \frac{(\text{صفر})^{٢}}{٤٧} + \frac{(١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧}\right]}$$

$$\text{ف} = \frac{١,٠٩}{,٠٤ \times ٧,٤٩}$$

$$\text{ف} = ٣,٦٤$$

وعند درجات حرية (١ ، ١٨٤) نجد أن «ف» الجدولية = ٦,٦٣

وبالتالى نجد أن «ف» المحسوبة أقل من «ف» الجدولية .

ونستنتج أن التغذية الطبيعية أكثر من الصناعية للأطفال لا تختلف فى دورها (تأثيرها) على الغضب عن التغذية الصناعية أكثر من الطبيعية للأطفال . أى أن الفرض الثالث قد تحقق .

٢ – طريقة دن وبنفوروني Dunn and Bonferroni :

وتستند هذه الطريقة على فكرة تجزئة مستوى الدلالة $\propto$ على عدد المقارنات التى يتوقعها الباحث قبل تجربته ولذلك يكون مستوى الدلالة لكل من هذه المقارنات = $\frac{\propto}{\text{عدد المقارنات}}$ ولا تختلف كثيرا فكرة دن وبنفوروني عن فكرة المقارنات المتعامدة فكلاهما يعتمد على مفهوم الأوزان أو الثوابت $ث_أ$ ، $ث_ب$ ، ...

وبدلا من أننا فى الطريقة المتعامدة نحسب نسبة «ف» فإننا نحسب هنا قيمة «ت» طبقا للقانون التالى .

$$ت = \frac{\left[ث_أ \times \overline{س_أ} + ث_ب \times \overline{س_ب} + ث_جـ \times \overline{س_جـ} + \dots\right]^٢}{\sqrt{\text{التباين داخل المجموعات} \times \left[\frac{ث_أ^٢}{ن_أ} + \frac{ث_ب^٢}{ن_ب} + \frac{ث_جـ^٢}{ن_جـ} + \dots\right]}}$$

حيث $ث_أ$ ، $ث_ب$ ، $ث_جـ$ ، .... الثوابت أو المعاملات الوزنية طبقا لعدد المجموعات كما سبقت الإشارة .

$\overline{س_أ}$ ، $\overline{س_ب}$ ، $\overline{س_جـ}$ .... متوسطات المجموعات المختلفة

$ن_أ$ ، $ن_ب$ ، $ن_جـ$ .... أعداد الأفراد فى المجموعات المختلفة

ثم نقارن قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ت» الجدولية من جدول اقترحته « دن » بالملاحق ، ويستخدم للدخول فى هذا الجدول :

[درجات حرية التباين داخل المجموعات ، عدد المقارنات]

عند نسبة ثقة لكل مقارنة قدرها $١ - \frac{\text{مستوى الدلالة}}{\text{عدد المقارنات}}$

ولكى تكون أى مقارنة من المقارنات التى يتوقعها الباحث مسبقا ذات دلالة إحصائية فإن قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق يجب أن تكون أكبر عدديا من قيمة «ت» الجدولية من جدول « دن » .

مثال : فى المثال السابق سوف نحاول إجراء المقارنة الأولى باستخدام فكرة « دن » .

$$ت = \frac{\left[٣ \times ١٣,٧٣ + (-١) \times ١٠,٠٣ + (-١) \times ٦,٤٨ + (-١) \times ٥,٤٤\right]^{٢}}{\sqrt{٧,٤٩ \times \left[\frac{(٣)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧} + \frac{(-١)^{٢}}{٤٧}\right]}}$$

$$ت = \frac{١٩,٢٤}{\sqrt{٧,٤٩ \times ,١٢}}$$

$$ت = \frac{١٩,٢٤}{,٩٥}$$

$$ت = ٢٠,٢٩$$

وهى قيمة دالة إحصائيا بمقارنتها بجدول « دن » عند دخوله بـ

[٣ ، ١٨٤] عند نسبة ثقة للمقارنة قدرها $١ - \frac{,٠٥}{٣}$ أى ,٩٨٣

ويلاحظ أن الجداول صممت عند مستويين للدلالة هما : ,٠٥ ، ,٠١ وذلك لأى عدد من المقارنات .

الفصل الخامس

التصميم العاملى ثنائى الاتجاه للقياسات المستقلة

تحليل التباين ثنائى الاتجاه

تحليل التباين ثنائي الاتجاه (المزدوج)

Two Way Analysis of variance

مقدمـــــة :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات من الأطفال من جنسيات ثلاث مختلفة ، وليكن بريطانيين وأمريكيين وفرنسيين، وطبق على كل مجموعة من هذه المجموعات اختبار في الذكاء . لقد كنا نقارن بين المجموعات الثلاث باستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه ، وذلك حينما نود التحقق من صحة الفرض الصفري القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الذكاء بين الأطفال البريطانيين والأطفال الأمريكيين والأطفال الفرنسيين » .

أو الفرض الصفري القائل : « لا تختلف نسب الذكاء لدى الأطفال باختلاف جنسياتهم » .

ولكن نفرض أن كل مجموعة من مجموعات الأطفال فيها أطفال من الجنسين . بمعنى أن مجموعة الأطفال البريطانيين تشمل ذكوراً وإناثاً وكذلك أي مجموعة أخرى ... وبذلك ظهر لدينا عامل جديد هو الجنس (ذكور – إناث) ويصبح لدينا الان عامـلان مستقلان Two Factors يتم في ضوءهما التصنيف هما:

عامل الجنسية : ٣ جنسيات

عامل الجنـس : جنسان

وبالتالي يكون لدينا الان أيضا ست توفيقات فريدة Unique Combinations أو مجموعات فرعية هي ذكور بريطانيون وإناث بريطانيات وذكور أمريكيون وإناث أمريكيات وذكور فرنسيون وإناث فرنسيات .

ونقول أيضا : إن لدينا تصميماً على النمط ٣ × ٢ وتقرأ ٣ في ٢ أن هذه المجموعات الست أو هذا التصميم يثير ثلاثة من الأسئلة :

١ – هل توجد فوق في الذكاء بين البريطانيين والأمريكيين والفرنسيين ؟ .

٢ – هل توجد فروق في الذكاء بين الذكور والإناث ؟ .

٣ – هل توجد فروق في الذكاء يمكن عزوها لكون الذكور والإناث من جنسيات مختلفة ؟ .

إن **السؤال الأول** تتم الإجابة عليه من خلال مقارنة متوسطات درجات الذكاء للجنسيات الثلاث .

و**السؤال الثانى** تتم الإجابة عليه من خلال مقارنة متوسط الذكور فى الذكاء بمتوسط الإناث .

ونطلق على الفروق المحتملة بين مستويات العامل الأول (الجنسية) أو مستويات العامل الثانى (الجنس) فى توزيعها (تأثيرها) على المتغير التابع (الذكاء) اسم التأثير الرئيسى Main Effect .

أما **السؤال الثالث** فالإجابة عليه تحتاج لبعض الإيضاح نعرضه فيما يلى :

إن **السؤال الثالث** يدور حول فكرة ما إذا كان للمستويات المختلفة لأحد العاملين المستقلين اثار مختلفة على الذكاء باختلاف مستويات العامل الثانى فقد نفترض أن لدى إحدى الجنسيات ذكاء الإناث أعلى من ذكاء الذكور فى الوقت الذى يكون لجنسية أخرى ذكاء الذكور أعلى من ذكاء الإناث .

فمثلا هل ذكاء الإناث البريطانيات أعلى من ذكاء الذكور البريطانيين بينما ذكاء الذكور الأمريكيين أقل من ذكاء الإناث الأمريكيات . أم أن ذكاء الإناث أقل دائما فى جميع الجنسيات من ذكاء الذكور .

إن هذه الخاصية تعرف بالتفاعل Interaction بين الجنسية والجنس ، وهى تكشف عما إذا كان للجنسيات الثلاث اثار مختلفة على كل من الذكور والإناث ، ويكون ليس للتفاعل أثر إذا اتضح أن لجميع الجنسيات موضع البحث اثاراً متناظرة لدى الجنسين ، أى ذكاء أحد الجنسين أعلى باستمرار من ذكاء الجنس الاخر لدى جميع الجنسيات . وعلى ذلك فالتفاعل يظهر عندما يكون تأثير عامل مختلف بالنسبة لمستويات العامل الاخر .

فإذا كانت مستويات العاملين (الجنسية – الجنس) لها تأثيرات ثابتة Fixed Effects أى أن جميع المستويات لكل من العاملين قد أدخلت فى الحسبان ولم يستثن أى منها سيكون لدينا ثلاثة فروض (الأول) حول الفروق فى الذكاء التى تعزى للجنسية ويكون مصدر التباين هنا هو العامل الأول (جنسية الطفل) ويكون الفرض (الثانى) حول الفروق فى الذكاء التى تعزى إلى الجنس ، ويكون مصدر التباين هنا هو العامل الثانى (جنس الطفل) أما الفرض (الثالث) حول الفروق فى الذكاء التى

تعزى إلى الجنسية والجنس معاً ، فيكون مصدر التباين هنا هو تفاعل العاملين المستقلين (جنسية الطفل وجنس الطفل) ونكتبها تفاعل أ × ب حيث أ العامل الأول ، ب العامل الثانى ، ويشير إلى تأثيرهما المشترك على المتغير التابع ، وهو الذكاء فى مثالنا .

ويمكن صياغة الفروض الثلاثة على النحو التالى :

١ - « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الأطفال باختلاف جنسياتهم » أو « لا تختلف نسب الذكاء باختلاف جنسية الطفل » .

٢ - « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الأطفال الذكور والأطفال الإناث » أو « لا تختلف نسبة الذكاء باختلاف الجنس » .

٣ - « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الذكور والإناث باختلاف جنسياتهم » أو « لا يختلف تأثير الجنسية على الذكاء باختلاف الجنس » .

أو « ليس لتفاعل الجنسية والجنس أثر على ذكاء الأطفال » .

وأحيانا لا يمكن توقع حدوث تفاعل نتيجة مزج أو تداخل عاملين مستقلين فى حدود المعلومات المتوفرة عن تأثير كل عامل على حدة ، وفى كثير من الأحيان يمكن تقدير التفاعل بين أى مزيج أو تداخل من العوامل ، ويحتمل أحيانا وجود تأثير رئيسى أو أكثر مع وجود أو عدم وجود تفاعل ، وقد يكون هناك تفاعل دون وجود تأثير رئيسى . وبالرغم من ذلك فإنه حينما يظهر تفاعل جوهرى فإننا نتجاهل عادة جوهرية أو عدم جوهرية التأثير الرئيسى ، أى أنه فى حالة وجود تفاعل ، فإن الحقيقة فى حد ذاتها تعنى أن تأثير أحد العوامل يختلف بناء على مستويات العامل الآخر .

طريقة التحليل :

لا يخرج كثيراً منطلق تحليل التباين ثنائى الاتجاه (المزدوج) عن كونه امتداداً لتحليل التباين أحادى الاتجاه (البسيط) الذى سبق أن عرضناه .

ففى تحليل التباين الاحادى كنا نقوم بتجزئة مجموع مربعات الانحرافات (مجموع مربعات الدرجات) إلى مكونين يوفر كل منهما تقديراً للتباين فى المجتمع . يشتق أحدهما من انحرافات الدرجات عن متوسطات مجموعاتها (التباين داخل

المجموعات) بينما الاخر يشتق من انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام (التباين بين المجموعات) .

وإذا كان الفرض الصفرى صحيحاً يصبح هذان التباينان غير مختلفين وتقديراً لنفس المجتمع . أما إذا كان التبايـن بين المجموعـات كبيراً بالمقارنـة بالتباين داخل المجموعات (الذى لا يتأثر بالفروق بين متوسطات المجموعات) فعلينا أن نقبل الفرض البديل القائل بأن المجموعات ليست من نفس المجتمع ونرفض بالتالى الفرض الصفرى القائل بأن التباين داخل المجموعات يعتمد على انحرافات كل درجة عن متوسط مجموعتها ، فهو بهذا غير حساس للفروق بين المجموعات أو للفروق بين مستويات العوامل المستقلة ، وبالتالى يمكن استخدام هذا التباين (داخل المجموعات) كمعيار يقارن به أى حجم من التباين نقوم بتقـديره .

وتوزيع النسبة بين كل من التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات يأتى طبقاً لتوزيع النسبة ف F Ratio لفشر Fisher ويمكننا أن نحدد احتمالية الحصول على هذه النسبة نتيجة لخطأ العينة وحده . فإذا جاء الاحتمال ضئيلاً بقدر واضح (٠٥, فأقل) فإن الفرض الصفرى يصبح مدحوضا أو مرفوضا .

وفى تحليل التباين ثنائى الاتجاه لن نبتعد كثيراً عن تلك الفكرة فنقوم بتجزئة مجموع المربعات إلى قسمين أيضاً أو مكونين يوفر كل منهما تقديراً للتباين فى المجتمع أحدهما التباين داخل المجموعات والاخر هو التباين بين المجموعات على نفس النحو الذى كان يحدث فى تحليل التباين أحادى الاتجاه .

إلا أن مجموع مربعات الانحرافات الخاص بـ (بين المجموعات) ينشطر إلى ثلاثة أجزاء حساسة لخصائص معينة فى البيانات التجريبية الملاحظة هى :

١ – أحد تقديرات الاختلاف Variability فى المجتمع يعتمد على انحرافات متوسطات مستويات العامل الأول (العامل المستقل الأول) أو الجنسية فى مثالنا السابق عن المتوسط العام . ويكون التباين هنا حساساً للفروق بين متوسطات العامل المستقل الأول .

٢ – وتقدير الاختلاف الثانى فى المجتمع يعتمد على انحرافات متوسطات مستويات العامل الثانى (العامل المستقل الثانى) – أو الجنس فى مثالنا السابق – عن المتوسط العام . ويكون التبـاين هنا حساساً للفروق

بين متوسطات العامل المستقل الثاني .

٣ – ويعتمد التقدير الثالث للاختلاف في المجتمع على انحرافات متوسط كل مجموعة عن ما يمكن التنبؤ به بناء على المعلومات الخاصة بالتأثيرين الرئيسيين للعاملين الأول والثاني ويكون التباين هنا حساساً للتفاعل الممكن بين العاملين المستقلين .

وتستخدم النسبة بين كل من أحد الانشطارات أو أحد تقديرات الاختلاف والتباين داخل المجموعات في اختبار الفرض الصفري القائل بأن « متوسطات المتغير التابع لا تختلف باختلاف مستويات العامل المستقل » .

على اعتبار أن انخفاض هذه النسبة يُعَدُّ دليلا على عدم اختلاف المتوسطات ويتفق Mc Call و Ferguson and Takane على أن أي نسبة بين متوسط مربعات هذه الانشطارات الثلاث (التباينات الثلاثة) إلى متوسط مربعات داخل المجموعات (التباين داخل المجموعات) تؤدى إلى قيمة تعد اختباراً للفرض الصفري الذي مؤداه أن المتوسطات موضع الاهتمام تختلف فيما بينها في حدود المتوقع نتيجة لأخطاء الصدفة .

وفيما يلي الخطوات اللازم إجراؤها لتحليل التباين ثنائي الاتجاه ، وذلك على اعتبار توافر بيانات بخصوص ظاهرة ما ، ولتكن القلق (متغير تابع) في ضوء مرحلة النمو (متغير مستقل) والجنس (متغير مستقل) .

وعلى اعتبار ثلاث مراحل للنمو : طفولة متأخرة – مراهق – شباب

وجنسين : ذكور – إناث

يمكننا عرض بيانات خاصة بست مجموعات يجب حساب إحصاءاتها الأولية على النحو التالي ، وذلك قبل تطبيق التصميم الرياضي المقترح .

	أطفال		مراهقون		شباب	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
	$س_1$	$س_2$	$س_3$	$س_4$	$س_5$	$س_6$
	٥	٨	١٥	١٦	.	١٠
	.	١١	.	١٨	.	.
	٩	.	.	.	١٣	.
	٨	.	.	.	١٤	.
	.		.	.	.	١٧
	.		١٩		.	٨
حجم المجموعة	$ن_1$	$ن_2$	$ن_3$	$ن_4$	$ن_5$	$ن_6$
مجموع الدرجات	مجـ $س_1$	مجـ $س_2$	مجـ $س_3$	مجـ $س_4$	مجـ $س_5$	مجـ $س_6$
المتوسط	$\bar{س}_1$	$\bar{س}_2$	$\bar{س}_3$	$\bar{س}_4$	$\bar{س}_5$	$\bar{س}_6$
مجموع مربعات الدرجات	مجـ $س_1^2$	مجـ $س_2^2$	مجـ $س_3^2$	مجـ $س_4^2$	مجـ $س_5^2$	مجـ $س_6^2$
الانحراف المعيارى	$ع_1$	$ع_2$	$ع_3$	$ع_4$	$ع_5$	$ع_6$

علما بأن : $\bar{س} = \frac{مجـ\ س}{ن}$ كذلك

$$ع = \sqrt{\frac{مجـ\ س^2}{ن} - \left(\frac{مجـ\ س}{ن}\right)^2} \quad أو \quad ع = \sqrt{\frac{مجـ\left(س - \bar{س}\right)^2}{ن}}$$

وعلينا أن نحسب مجـ س = مجـ $س_1$ + مجـ $س_2$ + مجـ $س_3$ + ...

وعلينا أن نحسب $\bar{س}$ المتوسط الكلى (الوزنى) للمجموعات الست :

$$\bar{س} = \frac{\bar{س}_1 + \bar{س}_2 + \bar{س}_3 + ... + \bar{س}_6}{٦}$$

ويلاحظ أن قانون $\bar{س}$ السابق فى حالة تساوى عدد أفراد العينة فى كل مجموعة من المجموعات الست موضع المقارنة .

وسوف نعرض فيما بعد ماذا نفعل فى حالة عدم تساوى حجوم المجموعات ثم نطبق الخطوات القادمة وللسهولة على نفس النسق الموضح :

داخل المجموعات

أ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$= ن_1 \times ع_1^2 + ن_2 \times ع_2^2 + ن_3 \times ع_3^2 + ن_4 \times ع_4^2 + \ldots$

ب - نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

جـ - نحسب التباين داخل المجموعات $= \dfrac{\text{الخطوة (أ)}}{\text{الخطوة (ب)}}$

بين المجموعات

١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$= ن_1 [\bar{س}_1 - \bar{\bar{س}}]^2 + ن_2 [\bar{س}_2 - \bar{\bar{س}}]^2 + ن_3 [\bar{س}_3 - \bar{\bar{س}}]^2 + ن_4 [\bar{س}_4 - \bar{\bar{س}}]^2 + \ldots$

٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - ١

٣ - نحسب التباين بين المجموعات $= \dfrac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$

٤ - نحسب مجموع المربعات بين مراحل النمو =

$$\frac{[مجـ س_1 + مجـ س_2]^2}{ن_1 + ن_2} + \frac{[مجـ س_3 + مجـ س_4]^2}{ن_3 + ن_4} + \frac{[مجـ س_5 + مجـ س_6]^2}{ن_5 + ن_6} - \frac{[مجـ س]^2}{ن}$$

٥ - نحسب درجات الحرية بين مراحل النمو = عدد مراحل النمو - ١

٦ - نحسب التباين بين مراحل النمو $= \dfrac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$

٧ - نحسب مجموع المربعات بين الجنسين =

$$\frac{[مجـ س_1 + مجـ س_3 + مجـ س_5]^2}{ن_1 + ن_3 + ن_5} + \frac{[مجـ س_2 + مجـ س_4 + مجـ س_6]^2}{ن_2 + ن_4 + ن_6} - \frac{[مجـ س]^2}{ن}$$

٨ - نحسب درجات الحرية بين الجنسين = عدد الجنس - ١

٩ - نحسب التباين بين الجنسين $= \dfrac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٥)}}$

١٠ - نحسب مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) - [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

١١ - نحسب درجات حرية التفاعل = الخطوة (٥) × الخطوة (٨)

١٢ - نحسب تباين التفاعل $= \dfrac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

(i) – احسب مجموع المربعات الكلى =

مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

(ii) – احسب درجات حرية المجموع الكلى للمربعات =

درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات .

(iii) – احسب النسبة الفائية « ف » ثلاث مرات :

$$ف_١ = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (جـ)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات العامل الأول (مراحل النمو)

بدرجات حرية الخطوة (٥) والخطوة (ب)

$$ف_٢ = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (جـ)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات العامل الثانى (الجنس)

بدرجات حرية الخطوة (٨) والخطوة (ب)

$$ف_٣ = \frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (جـ)}}$$

للتعرف على دلالة التفاعل بدرجات حرية الخطوة (١١) والخطوة (ب)

وينبغى أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة « ف » بمقارنتها بجدول دلالة « ف » المرفق بالملاحق:

مثـــال :

فيما يلى بيانات خاصة بالتحصيل الدراسى لثلاث مجموعات درست باستخدام ثلاث طرق مختلفة للتدريس واشتملت كل مجموعة على عدد متساوى من الذكور الإناث .

والمطلوب التحقق من صحة الفروض التالية :

١ – « لا يختلف متوسط التحصيل الدراسى باختلاف طريقة التدريس » .

٢ – « لا يختلف متوسط التحصيل الدراسى لدى الذكور عنه لدى الإناث » .

٣ – « ليس لتفاعل طريقة التدريس والجنس أثر على التحصيل الدراسى » .

	طريقة التدريس الأولي		طريقة التدريس الثانية		طريقة التدريس الثالثة	
	نكـور	إنـاث	نكـور	إنـاث	نكـور	إنـاث
	٢٦	٥١	٤١	٣٩	٣٦	٤٢
	٤١	٩٦	٢٦	١٠٤	٣٩	٩٢
	٢٨	٩٧	١٩	١٣٠	٥٩	١٥٦
	٩٢	٣٢	٥٩	١٢٢	٢٧	١٤٤
	١٤	٣٥	٨٢	١١٤	٨٧	١٣٣
	١٦	٣٦	٨٦	٩٢	٩٩	١٢٤
	٢٩	٢٨	٤٥	٨٧	١٢٦	٦٨
	٣١	٧٦	٣٧	٦٤	١٠٤	١٤٢
حجم المجموعة	ن$_{١}$ = ٨	ن$_{٢}$ = ٨	ن$_{٣}$ = ٨	ن$_{٤}$ = ٨	ن$_{٥}$ = ٨	ن$_{٦}$ = ٨
مجموع الدرجات	مجـ س$_{١}$ = ١٧٧	مجـ س$_{٢}$ = ٤٤١	مجـ س$_{٣}$ = ٣٩٥	مجـ س$_{٤}$ = ٧٥٢	مجـ س$_{٥}$ = ٥٧٧	مجـ س$_{٦}$ = ٩٠١
المتوسط	$\bar{س}_{١}$ = ٣٤,٦٣	$\bar{س}_{٢}$ = ٥٥,١٣	$\bar{س}_{٣}$ = ٤٩,٣٨	$\bar{س}_{٤}$ = ٩٤,٠٠	$\bar{س}_{٥}$ = ٧٢,١٣	$\bar{س}_{٦}$ = ١١٢,٦٣
مجموع مربعات الدرجات	مجـ س$^{٢}_{١}$ = ١٣٨٥٩	مجـ س$^{٢}_{٢}$ = ٣٠٧٩١	مجـ س$^{٢}_{٣}$ = ٢٣٧١٣	مجـ س$^{٢}_{٤}$ = ٧٧٢٤١	مجـ س$^{٢}_{٥}$ = ٥١٠٨٩	مجـ س$^{٢}_{٦}$ = ١١٣١٥٣
الانحراف المعيارى	ع$_{١}$ = ٢٣,١٠	ع$_{٢}$ = ٢٨,٤٦	ع$_{٣}$ = ٢٢,٩٤	ع$_{٤}$ = ٢٨,٦٣	ع$_{٥}$ = ٢٤,٤١	ع$_{٦}$ = ٣٨,٢١

نحسب مجـ س = ٢٧٧ + ٤٤١ + ٣٩٥ + ٧٥٢ + ٥٧٧ + ٩٠١ = ٣٣٤٣

$$\text{ونحسب } \bar{س} = \frac{\bar{س}_١ + \bar{س}_٢ + \bar{س}_٣ + \bar{س}_٤ + \bar{س}_٥ + \bar{س}_٦}{٦}$$

$$\bar{س} = \frac{٤١٧,٩}{٦}$$

$$\bar{س} = ٦٩,٦٥$$

وعلينا الان إجراء الحسابات الخاصة بالتباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات بأجزائه .

داخل المجموعات :

أ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢ + ن_٣ \times ع_٣^٢ + ن_٤ \times ع_٤^٢ + ن_٥ \times ع_٥^٢ + ن_٦ \times ع_٦^٢$$

$$= ٨\,(٢٣,١٠)^٢ + ٨\,(٢٨,٤٦)^٢ + ٨\,(٢٢,٩٤)^٢ + ٨\,(٢٨,٦٣)^٢$$

$$+ ٨\,(٣٤,٤١)^٢ + ٨\,(٣٨,٢١)^٢$$

$$= ٤٢٦٦٨,٤٣$$

ب– نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات

= ٤٨ – ٦

= ٤٢

$$\text{جـ– نحسب التباين داخل المجموعات} = \frac{٤٢٦٦٨,٤٣}{٤٢}$$

$$= ١٠١٥,٩٢$$

بين المجموعات

١ – نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= ن_١ \left[\bar{س}_١ - \bar{س}\right]^٢ + ن_٢ \left[\bar{س}_٢ - \bar{س}\right]^٢ + ن_٣ \left[\bar{س}_٣ - \bar{س}\right]^٢$$

$$+ ن_٤ \left[\bar{س}_٤ - \bar{س}\right]^٢ + \ldots\ldots$$

$$= ٨\left[٣٤,٦٣ - ٦٩,٦٥\right]^{٢} + ٨\left[٥٥,١٣ - ٦٩,٦٥\right]^{٢}$$

$$+ ٨\left[٤٩,٣٨ - ٦٩,٦٥\right]^{٢} + ٨\left[٩٤,٠٠ - ٦٩,٦٥\right]^{٢}$$

$$+ ٨\left[٧٢,١٣ - ٦٩,٦٥\right]^{٢} + ٨\left[١١٢,٦٣ - ٦٩,٦٥\right]^{٢}$$

$$= ٩٨١١,٢٠ + ٦١٨٦,٦٤ + ٣٢٨٦,٩٨ + ٤٧٤٣,٣٨ + ٤٩,٢٠ + ١٤٧٧٨,٢٤$$

$$= ٣٤٣٥٥,٦٤$$

٢ – نحسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات –١

$$= ٦ - ١$$

$$= ٥$$

٣ – نحسب التباين بين المجموعات $= \dfrac{٣٤٣٥٥,٦٤}{٥}$

$$= ٦٨٧١,١٣$$

٤ – نحسب مجموع المربعات بين طرق التدريس

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١} + \text{مجـ س}_{٢}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{٣} + \text{مجـ س}_{٤}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٣} + \text{ن}_{٤}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ س}_{٥} + \text{مجـ س}_{٦}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٥} + \text{ن}_{٦}} - \frac{\left[\text{مجـ س}\right]^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{\left[٢٢٧ + ٤٤١\right]^{٢}}{٨ + ٨} + \frac{\left[٣٩٥ + ٧٥٢\right]^{٢}}{٨ + ٨} + \frac{\left[٥٧٧ + ٩٠١\right]^{٢}}{٨ + ٨} - \frac{\left(٣٣٤٣\right)^{٢}}{٤٨}$$

$$= ٣٢٢٢٠,٢٥ + ٨٢٢٢٥,٥٦ + ١٣٦٥٣٠,٢٥ + ٢٣٢٨٢٦,٠٢$$

$$= ١٨١٥٠,٠٤$$

٥ – نحسب درجات الحرية بين الطرق = عدد الطرق – ١

$$= ٣ - ١$$

$$= ٢$$

٦ – نحسب التباين بين الطرق = $\frac{١٨١٥٠,٠٤}{٢}$

= ٩٠٧٥,٠٢

٧ – نحسب مجموع المربعات بين الجنسين

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١} + \text{مجـ س}_{٣} + \text{مجـ س}_{٥}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٣} + \text{ن}_{٥}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{٢} + \text{مجـ س}_{٤} + \text{مجـ س}_{٦}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٢} + \text{ن}_{٤} + \text{ن}_{٦}} - \frac{\left[\text{مجـ س}\right]^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{\left[٢٧٧ + ٣٩٥ + ٥٧٧\right]^{٢}}{٨ + ٨ + ٨} + \frac{\left[٤٤١ + ٧٥٢ + ٩٠١\right]^{٢}}{٨ + ٨ + ٨} - \frac{\left[٣٣٤٣\right]^{٢}}{٤٨}$$

= ٦٥٠٠٠,٠٤ + ١٨٢٧٠١,٥٠ + ٢٣٢٨٢٦,٠٢

= ١٤٨٧٥,٥٢

٨ – نحسب درجات الحرية بين الجنسين = ٢ – ١

= ١

٩ – نحسب التباين بين الجنسين = $\frac{١٤٨٧٥,٥٢}{١}$ = ١٤٨٧٥,٥٢

١٠– نحسب مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) – [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

= ٣٤٣٥٥,٦٤ – [١٨١٥٠,٠٤ + ١٤٨٧٥,٥٢]

= ١٣٣٠,٠٨

١١ – نحسب درجات حرية التفاعل = الخطوة (٥) \ الخطوة (٨)

= ٢ × ١

= ٢

١٢ – نحسب تباين التفاعل = $\frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

$$= \frac{١٣٣٠,٠٨}{٢}$$

$$= ٦٦٥,٠٤$$

نحسب النسبة الفائية «ف» ثلاث مرات :

بخصوص العامل المستقل الأول (الطرق)

$$ف_١ = \frac{\text{التباين بين الطرق}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٩٠٧٥,٨٢}{١٠١٥,٩٢}$$

$$ف_١ = ٨,٩٣$$

وعلينا مقارنتها بجدول «ف» بدرجات حرية ٢ ، ٤٢

نلاحظ أن القيم الجدولية هى : ٣,٢٣ عن مستوى ٠٥,

٥,١٨ عند مستوى ٠١,

وبالتالى فإن $ف_١$ المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى ٠١,

كذلك بخصوص العامل المستقل الثانى (الجنس)

$$ف_٢ = \frac{\text{التباين بين الجنسين}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{١٤٨٧٥,٥٢}{١٠١٥,٩٢}$$

$$ف_٢ = ١٤,٦٤$$

وبمقارنتها بجدول ف عند درجات حرية ١ ، ٤٢

نلاحظ أن القيم الجدولية هى :

٤,٠٨ عن مستوى

٧,٣١ عند مستوى ٠١,

وبالتالى فإن $ف_١$ المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى ٠١,

كذلك بخصوص التفاعل بين طرق التدريس والجنس A × B

$$ف_٣ = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$ف_٣ = \frac{٦٦٥,٠٤}{١٠١٥,٩٢}$$

$$ف_٣ = ,٦٥$$

وعلينا مقارنتها بجدول ف عند درجات حرية ٢ ، ٤٢

ويتضح أنها أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠٥,

وبالتالى فإن $ف_٣$ غير دالة إحصائيا

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول التالى

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف	مستوى الدلالة
بين الطرق (A)	١٨١٥٠,٠٤	٢	٩٠٧٥,٠٢	٨,٩٣	,٠١
بين الجنسين (B)	١٤٨٧٥,٥٢	١	١٤٨٧٥,٥٢	١٤,٦٤	,٠١
التفاعل (A \ B)	١٣٣٠,٠٨	٢	٦٦٥,٠٤	٠٠,٦٥	غير دال
داخل المجموعات (الخطأ)	٤٢٦٦٨,٤٣	٤٢	١٠١٥,٩٢		
الكـــلى	٧٧٠٢٤,٠٧	٤٧			

ويلاحـظ من الجـدول السـابق أن هنـاك فروقاً ذات دلالة إحصائية فى تحصيل الطلاب باختلاف طرق التدريس حيث جاءت قيمة ف = ٨,٩٣ وهى دالة عند مستوى

٠,٠١ , كذلك فإن هناك فروقاً بين الجنسين فى التحصيل حيث كانت قيمة ف = ١٤,٦٤ وهى دالة إحصائيا عند مستوى ٠,٠١ , أيضا .

أما بخصوص التفاعل فيلاحظ أن قيمة «ف» الخاصة بالتفاعل لم تصل إلى حد القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ , على الأقل ، وبالتالى فليس لتفاعل طرق التدريس والجنس أى تأثير على تحصيل الطلاب ، بمعنى أن تحصيل الذكور لا يختلف عن تحصيل الإناث تبعا لطريقة التدريس المستخدمة .

وبطبيعة الحال فإنه من الممكن الكشف عن أهم الطرق أو أقوى الطرق فى تحصيل الطلاب لأننا توصلنا إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية فى تحصيل الطلاب باختلاف طريقة التدريس المتبعة ، ويمكن الكشف عن أكثر الطرق فعالية باستخدام أحد أساليب المقارنات البعدية التى سبق عرضها ، مثل اختبار توكى .

ولمعرفة فى اتجاه (لصالح) أى من الجنسين تعود الفروق ، فإنه بالنظر فقط إلى قيمة متوسطات التحصيل لدى كل من الذكور والإناث نلاحظ عدم ترجيح كفة أحد الجنسين ويكون من الهام جداً عرض جدول يوضح قيم متوسطات التحصيل لدى الطلاب باختلاف طريقة التدريس والجنس وهو كما يلى :

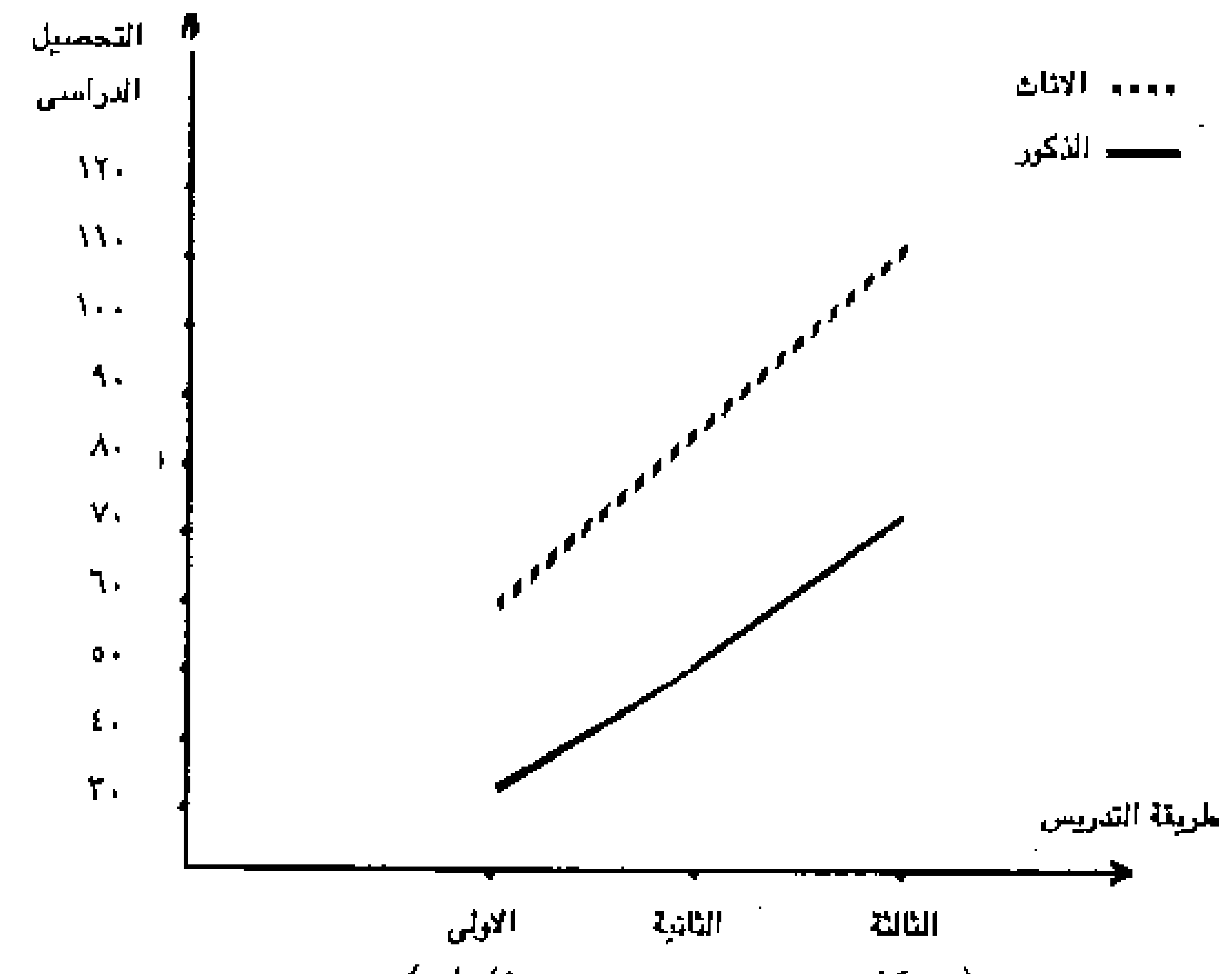
التدريس / الجنس	الطريقة الأولى	الطريقة الثانية	الطريقة الثالثة	الكلى
ذكور	$\bar{\text{س}}_{\text{١}}$ = ٣٤,٦٣	$\bar{\text{س}}_{\text{٣}}$ = ٤٩,٣٨	$\bar{\text{س}}_{\text{٥}}$ = ٧٢,١٣	$\bar{\text{س}}_{\text{١، ٣، ٥}}$ = ٥٢,٠٥
اناث	$\bar{\text{س}}_{\text{٢}}$ = ٥٥,١٣	$\bar{\text{س}}_{\text{٤}}$ = ٩٤,٠٠	$\bar{\text{س}}_{\text{٦}}$ = ١١٢,٦٣	$\bar{\text{س}}_{\text{٢، ٤، ٦}}$ = ٨٧,٢٥
الكلى	$\bar{\text{س}}_{\text{١، ٢}}$ = ٤٤,٨٨	$\bar{\text{س}}_{\text{٣، ٤}}$ = ٧١,٦٩	$\bar{\text{س}}_{\text{٥، ٦}}$ = ٩٢,٣٨	

ويلاحظ من الجدول السابق أن الطريقة الثالثة كان لها متوسط تحصيل طلابى ٩٢,٣٨ لدى الذكور والإناث ككل ، وهى قيمة أعلى مما أتت به الطريقة الأولى من متوسط تحصيل طلابى قدره ٤٤,٨٨ لدى الذكور والإناث معاً ، ويجب مناقشة تحصيل الطلاب بعد استخدام واحدة من طرق المقارنات البعدية كما سبقت الإشارة .

أما بخصوص الجنسين فيلاحظ مباشرة من قيم المتوسطات أن الإناث كان لهن متوسط تحصيل أعلى من الذكور ، ولا نستخدم هنا أى اختبار للمقارنات نظراً لأننا أمام مجموعتين هما مجموعة الذكور ومجموعة الإناث ويمكن حسم الأمر فى ضوء قيم متوسطاتهما فقط طالما أننا حصلنا على قيمة « ف » دالة بخصوص الجنسين .

التفاعل بين المتغيرات :

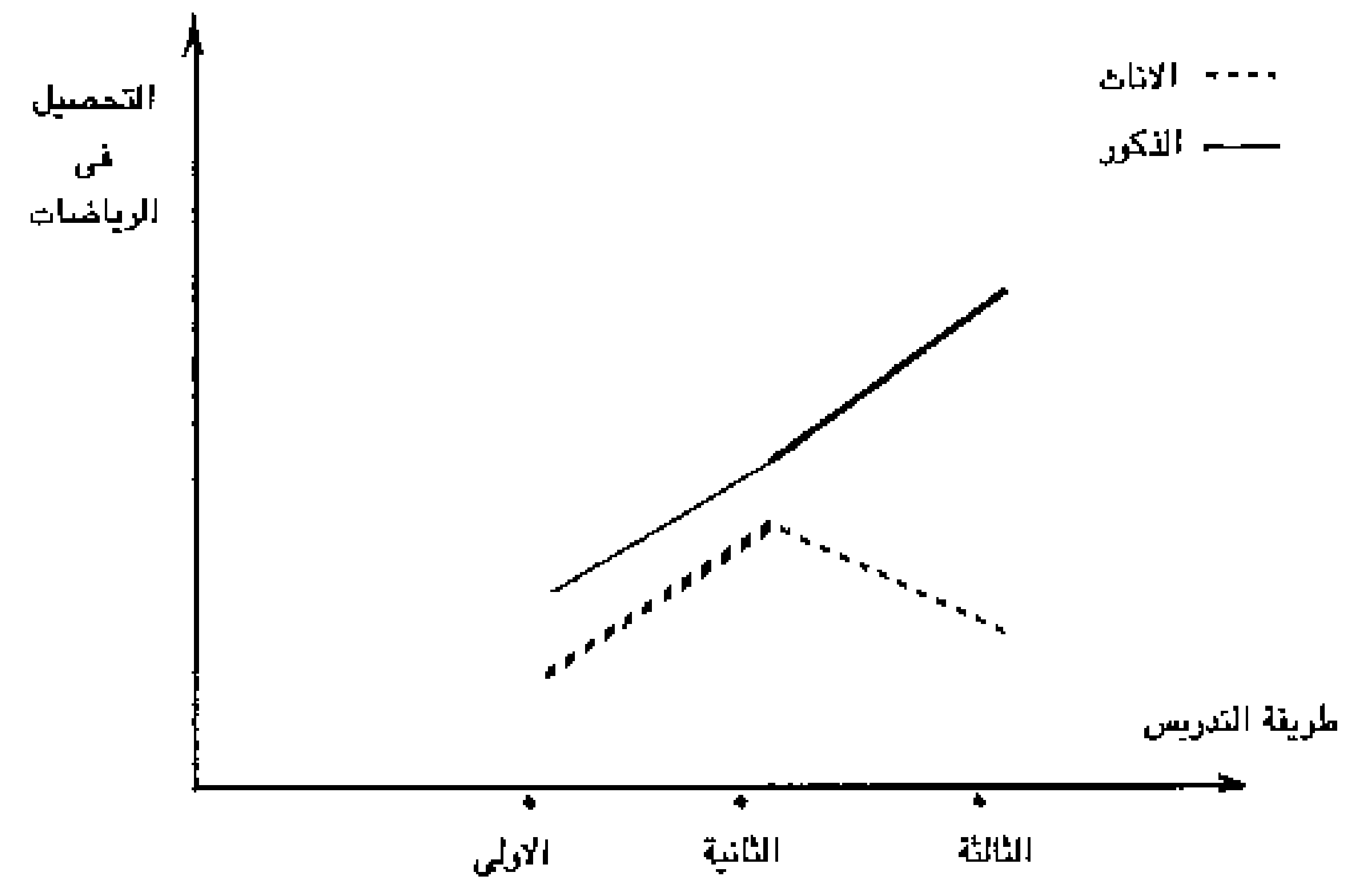
ولتوضيح التفاعل دعنا نرسم البيانات التى حصلنا عليها فى جدول المتوسطات السابق عرضة . على اعتبار أن القيم المدرجة فيه هى متوسطات المجموعات المختلفة فى التحصيل الدراسى .



(شكل يوضح عدم وجود تفاعل)

ويلاحظ من الشكل السابق أن أداء الإناث كان أفضل باستمرار من أداء الذكور باستخدام طرق التدريس الثلاث ، وهذا يظهر من خلال كون الخطوط متوازية بصورة تقريبية .

والشكل القادم هو صورة افتراضية لأداء الذكور والإناث فى اختبار فى الرياضيات بعد أن درسوا بطرق ثلاث مختلفة .



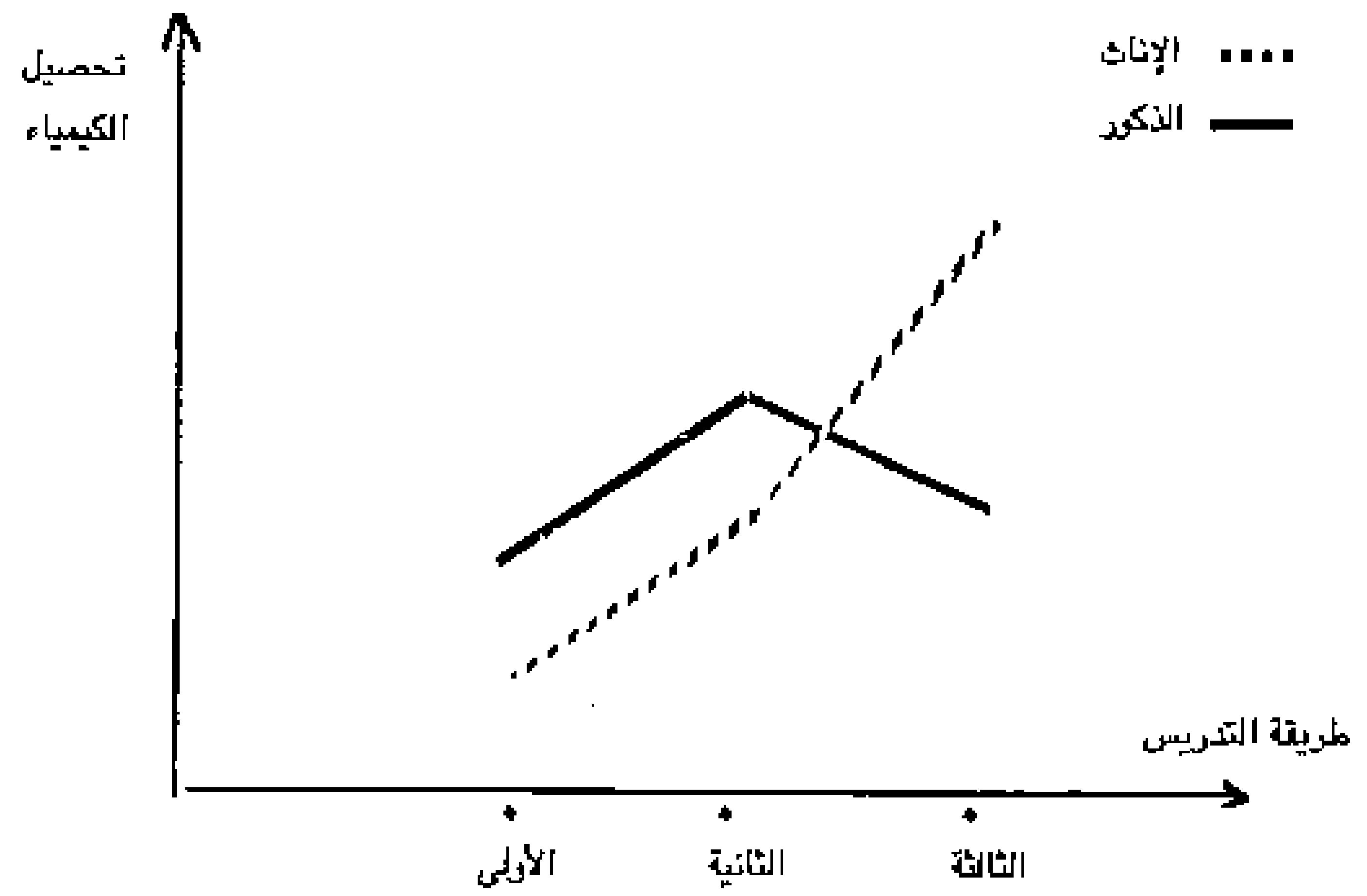
(شكل يوضح تفاعلاً من النوع الرتبى)

إن الشكل السابق يدل على ظهور تفاعل بين المتغير المستقل الأول (طريقة التدريس) والمتغير المستقل الثانى (الجنس) له أثر على التحصيل فى الرياضيات .

ويظهر التفاعل ليس من كون متوسط أداء الذكور أفضل من متوسط أداء الإناث بل من كون طريقة التدريس الثالثة أكثر فعالية مع الذكور منها مع الإناث مقارنة بالطريقتين الأولى والثانية التى يظهر فيها أنه ليس من بين هاتين الطريقتين واحدة أكثر فعالية من الأخرى على أحد الجنسين ، ويبدو ذلك من التوازى التقريبى للخطوط مع بداية الرسم من الجهة اليسرى .

وإذا جاء الرسم معلنا أن متوسطات التحصيل باختلاف طرق التدريس مرتبة بثبات مثلما رأينا فى الشكل السابق أن الذكور كانوا دوماً أفضل من الإناث عند استخدام جميع طرق التدريس مع وجود طريقة أو أكثر ترفع التحصيل لدى الذكور وتخفض التحصيل لدى الإناث أو لا تؤثر على التحصيل لدى الإناث فإننا نقول : إن لدينا تفاعلا من النوع الرتبى أو رتبيا Ordinal Interaction ونسمى التفاعل لا رتبى Disordinal Interaction إذا لم يحافظ الرسم على التصور السابق .

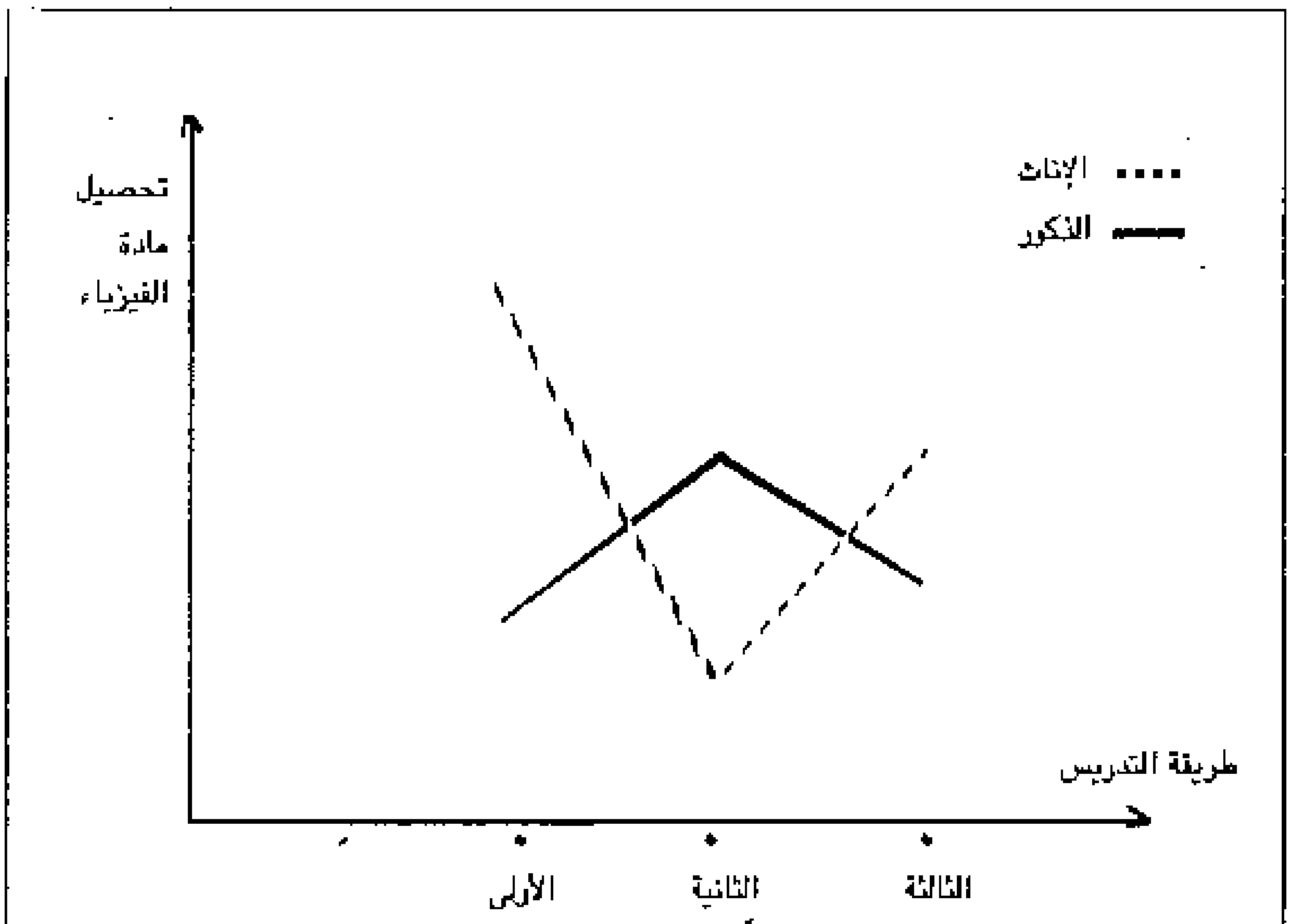
والشكل التالى يوضح تفاعل من النوع اللارتبى .



(شكل يوضح تفاعلاً من النوع اللارتبى)

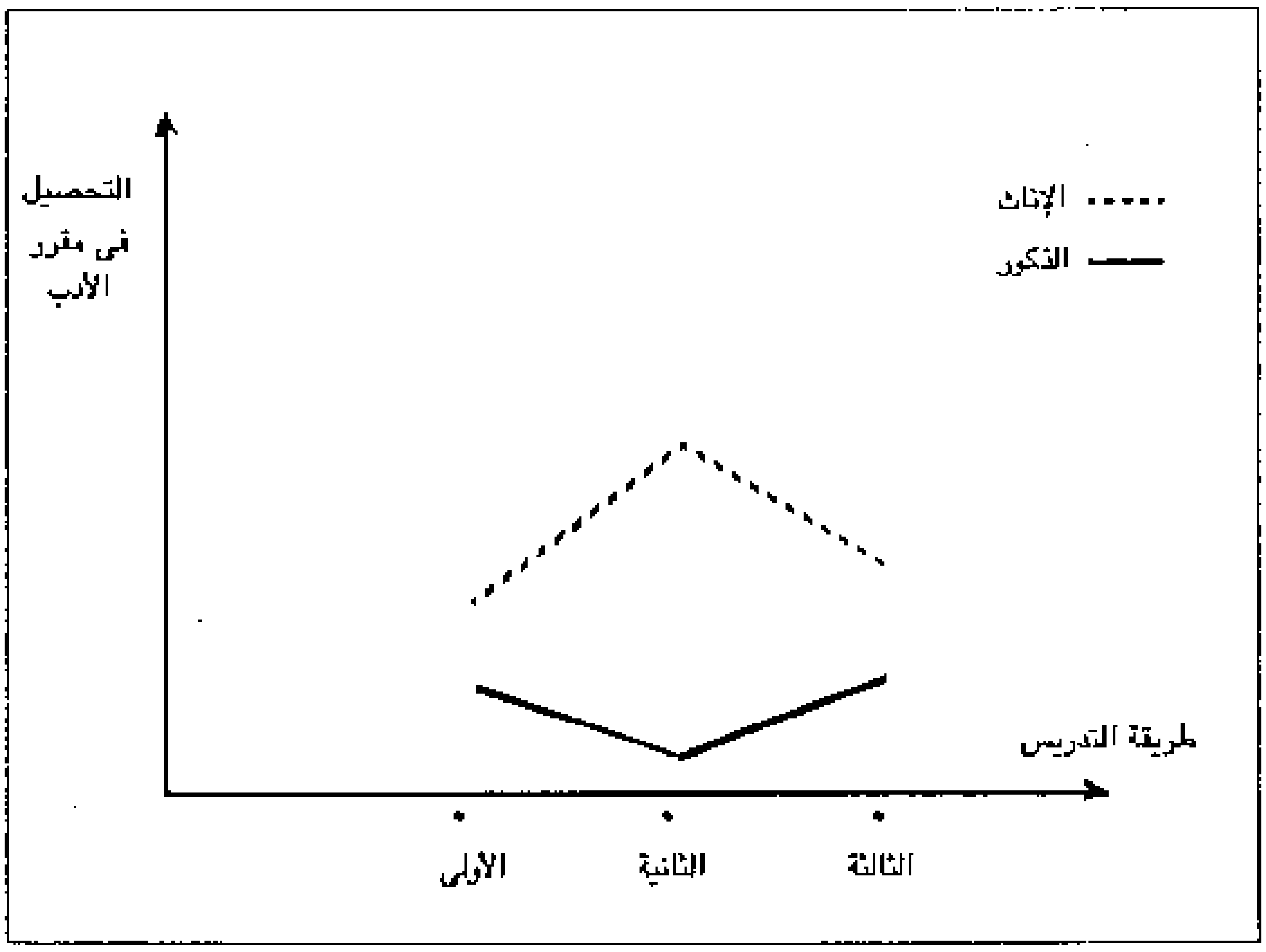
وفى الشكل الذى يوضح تفاعلاً لارتبى نجد أن الذكور كانوا أفضل من الإناث عند استخدام طريقة التدريس الأولى وعند استخدام طريقة التدريس الثانية ثم انقلب الأمر عند استخدام طريقة التدريس الثالثة ، فلقد رفعت هذه الطريقة متوسط تحصيل الإناث فى مادة الكيمياء بينما خفضت متوسط تحصيل الذكور .

أما إذا اتضح أن تحصيل الإناث فى الفيزياء كان أعلى من تحصيل الذكور فى نفس المقرر عند استخدام الطريقتين الأولى والثالثة ، بينما جاء متوسط تحصيل الذكور أعلى من متوسط تحصيل الإناث عند استخدام طريقة التدريس الثانية ، فإننا نحصل على تفاعل لارتبى يوضحه الشكل التالى :



(شكل يوضح تفاعلاً من النوع اللارتبى)

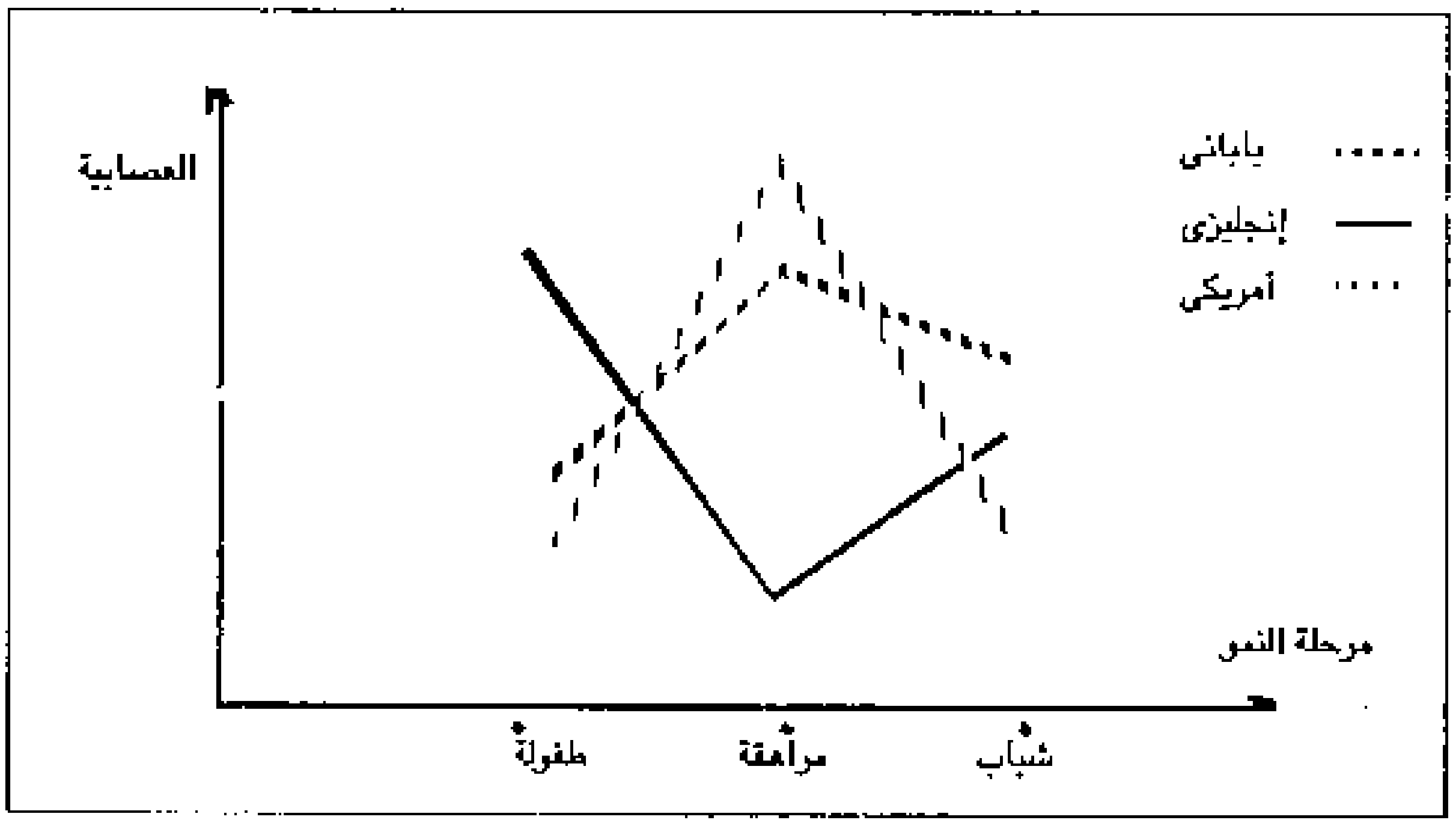
أما إذا جاء تحصيل الطالبات فى مقرر الأدب أعلى باستمرار باستخدام ثلاث طرق مختلفة للتدريس وذلك عند مقارنتهم بالذكور نعود ثانية إلى شكل يوضح تفاعلاً من النوع الرتبى إذا وجدت طريقة أو أكثر ترفع التحصيل لدى الإناث وتخفضه لدى الذكور أو لا تؤثر على التحصيل لدى الذكور كما يظهر فى الشكل الاتى :



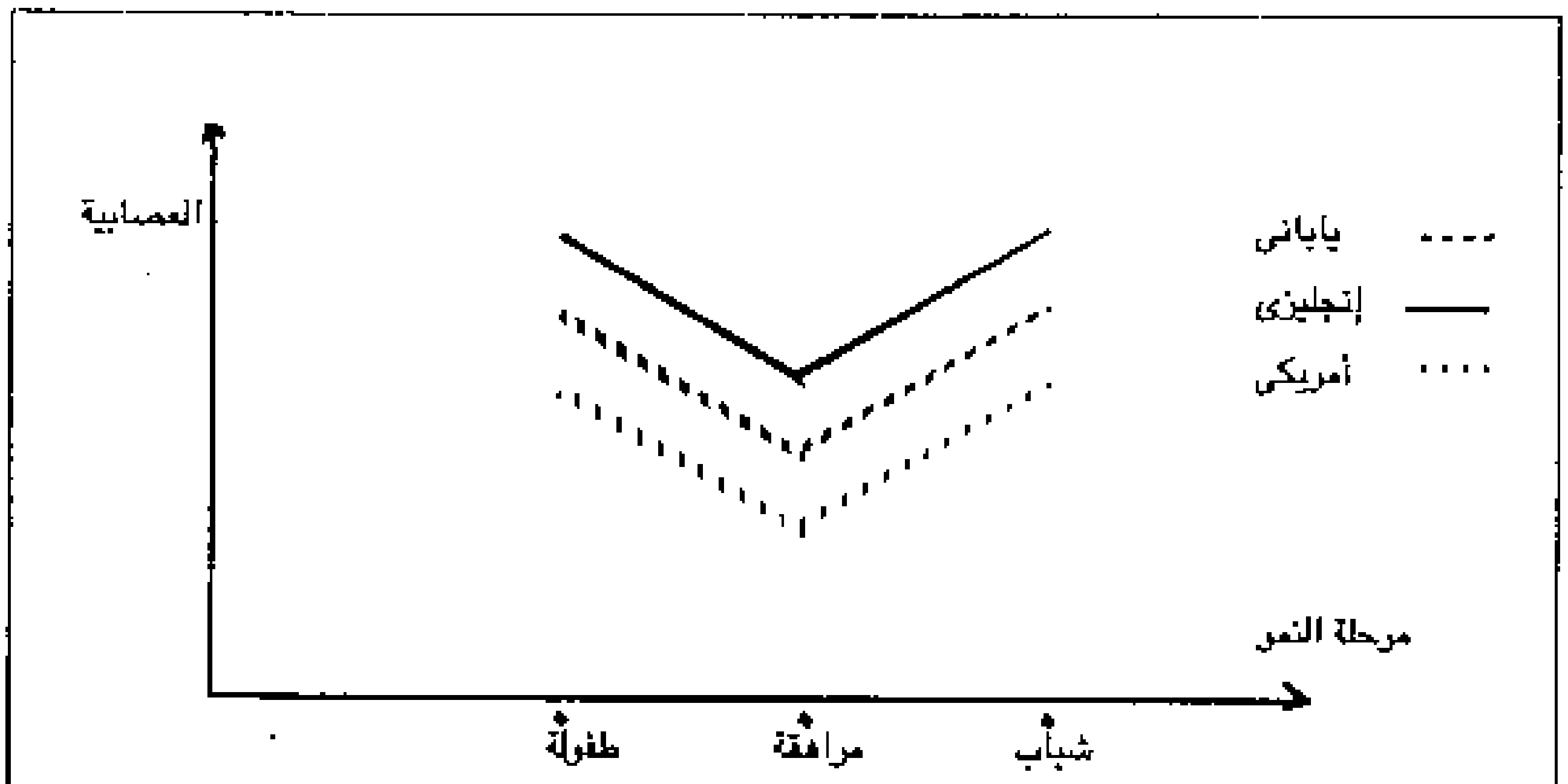
وعلى افتراض أن لدينا مجموعات من جنسيات ثلاث (أمريكى – إنجليزى – يابانى) وفى كل جنسية لدينا أطفال ومراهقون وشباب .

يصبح لدينا الان عامل مستقل أول (الجنسية) وعامل مستقل ثان (مرحلة النمو وحصلت على درجات هذه المجموعات فى سمة العصابية . حينئذ نكون أمام تصميم على النمط ٣ × ٣ .

ويمكن أن يظهر شكل التفاعل كما يلى مثلا :

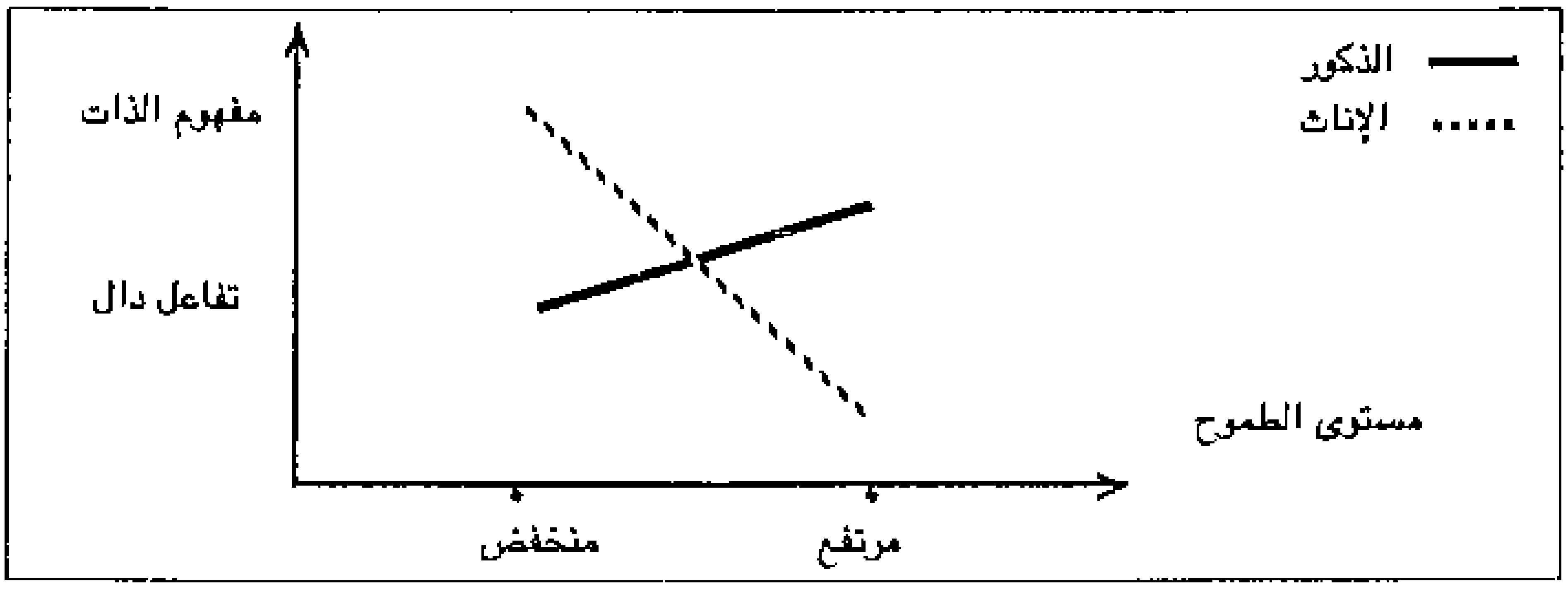


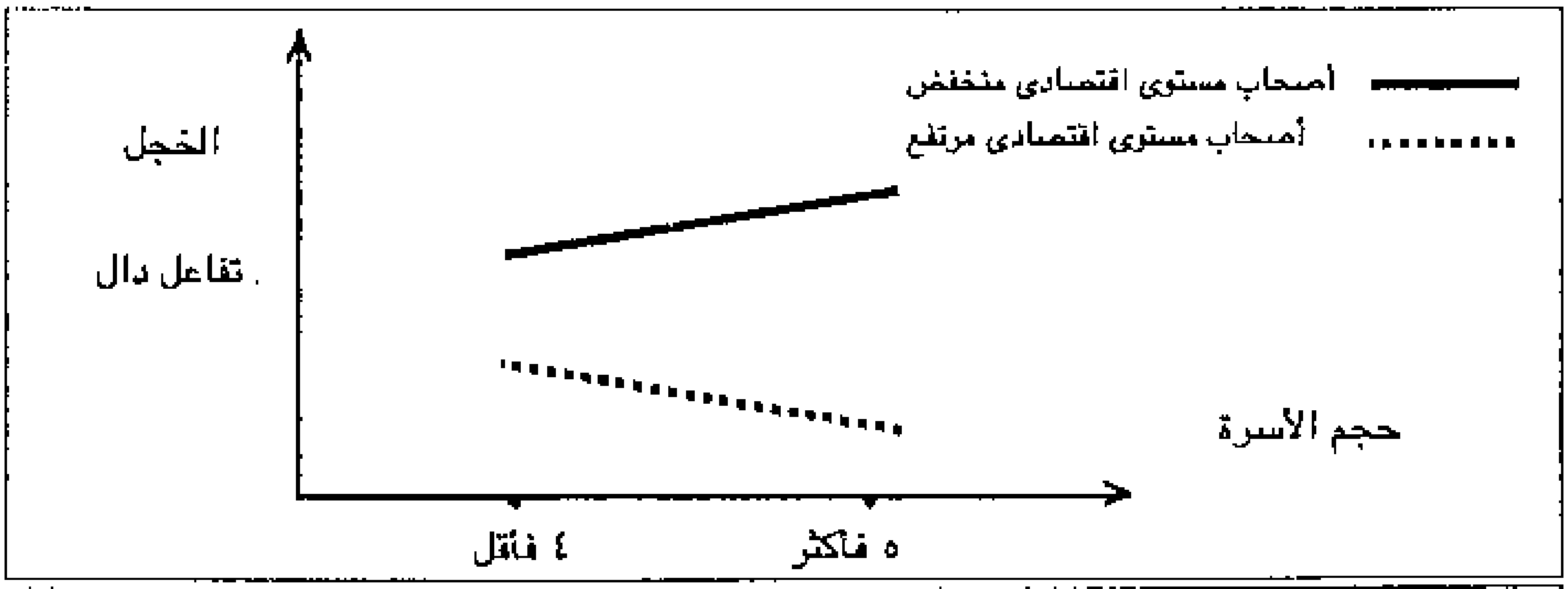
ويمكن عدم ظهور تفاعل ويأتى الشكل كما يلى حينما تكون الخطوط متوازية بصورة تقريبية .

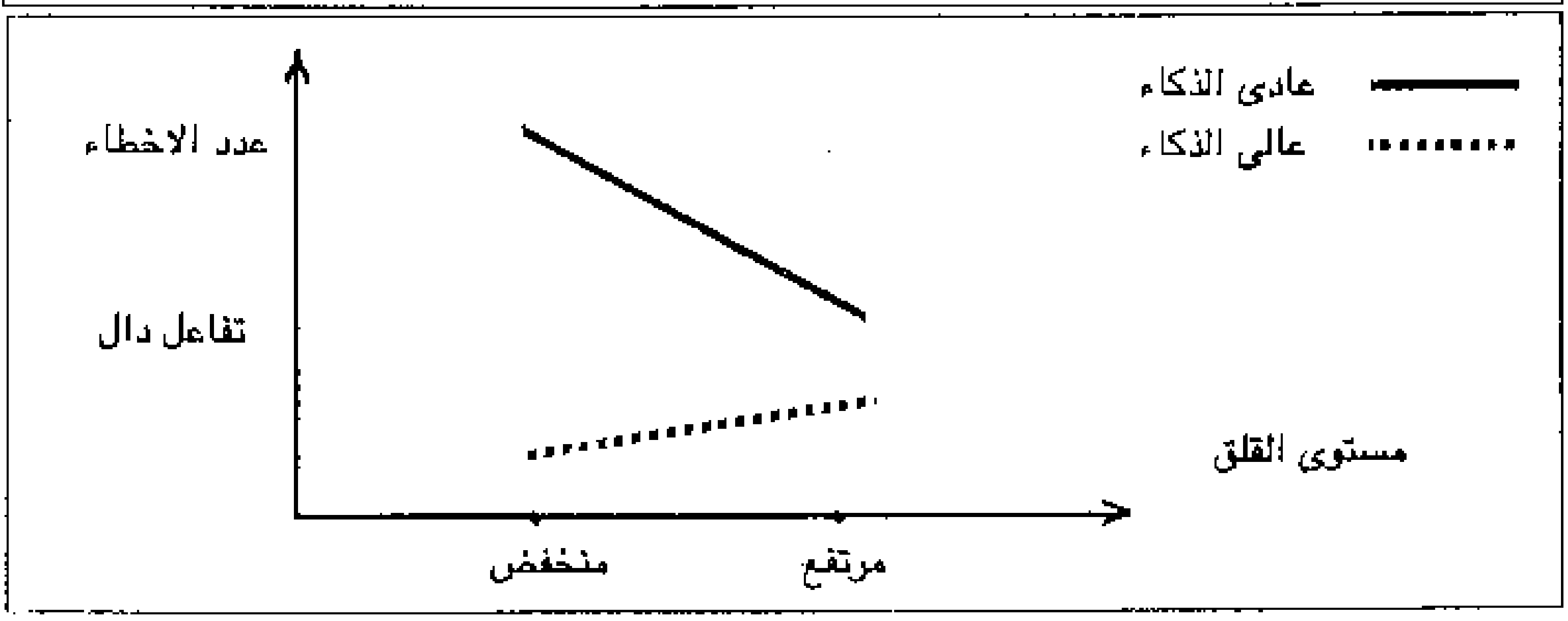


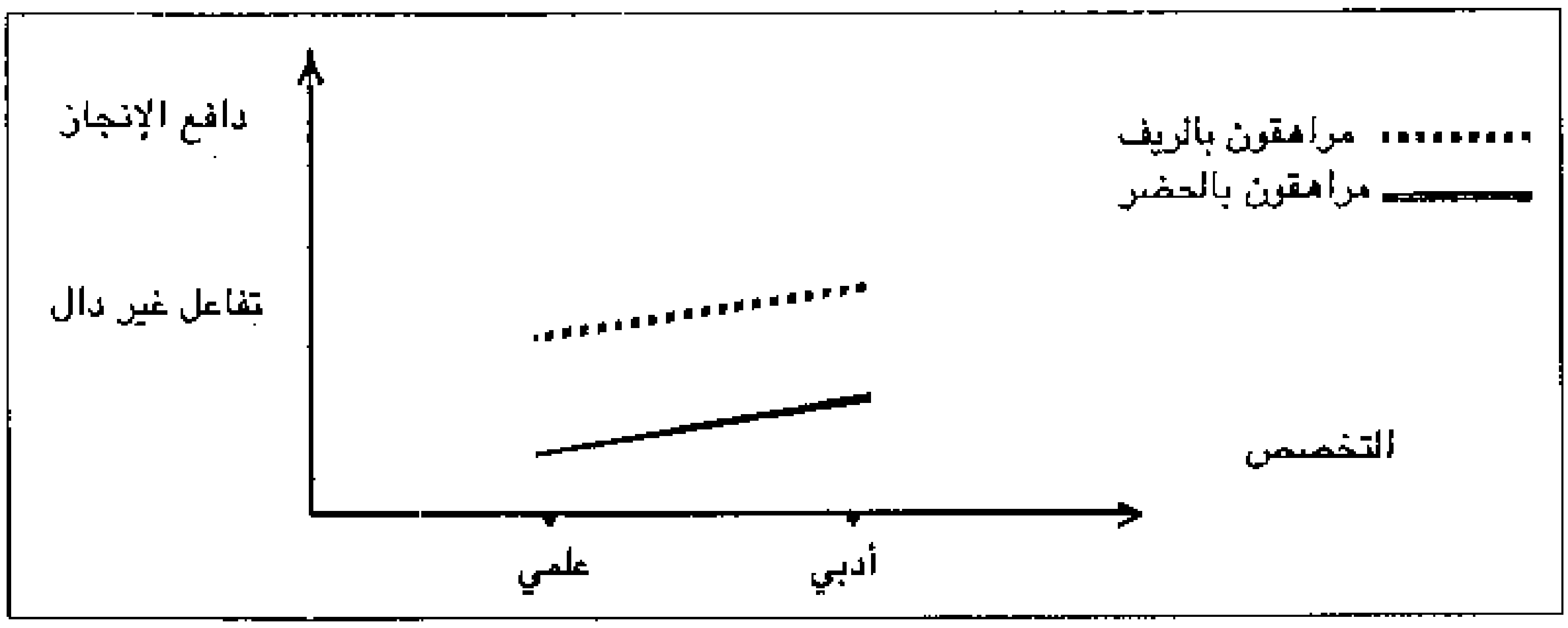
(شكل يوضح عدم وجود تفاعل)

وعلى نفس المنوال إذا كان لدينا متغيران مستقلان ينقسم كل منهما انقساماً ثنائيا فإن التفاعل بين المتغيرين يكشف عنه أيضا من الرسم وفيما يلى بعض هذا الرسوم .


الذكور
الإناث
مفهوم الذات
تفاعل دال
مستوى الطموح
منخفض
مرتفع


أصحاب مستوى اقتصادي منخفض
أصحاب مستوى اقتصادي مرتفع
الخجل
تفاعل دال
حجم الأسرة
٤ فأقل
٥ فأكثر


عادي الذكاء
عالي الذكاء
عدد الاخطاء
تفاعل دال
مستوى القلق
منخفض
مرتفع


دافع الإنجاز
مراهقون بالريف
مراهقون بالحضر
تفاعل غير دال
التخصص
علمي
أدبي

وفى الرسم الخاص بمستوى الطموح نلاحظ أن مفهوم الذات يرتفع لدى الذكور من أصحاب مستوى الطموح العالى مقارنة بالذكور من أصحاب مستوى الطموح المنخفض بينما يظهر العكس لدى الإناث ، فنجد ارتفاع مفهوم الذات لدى الإناث من أصحاب مستوى الطموح المنخفض مقارنة بالإناث من أصحاب مستوى الطموح العالى ، وفى الشكل الخاص بحجم الأسرة نجد التفاوت أعلى بين متوسطى الخجل لدى أطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادى المنخفض وأطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادى المرتفع مقارنة بالتفاوت بين متوسطى الخجل لدى الأطفال فى الأسر صغيرة الحجم من المستوى الاقتصادى المنخفض وأطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادى المرتفع ، أما الشكل الخاص بالتخصص فيلاحظ توازى الخطين المرسومين مما يشير إلى عدم وجود تفاعل ، ولذلك نتوقع أن قيمة «ف» تصبح غير دالة .

وبصورة عامة فإن التفاعل يفسر فى ضوء ما نخططه من رسوم بيانية للمتوسطات الخاصة بالمجموعات ، وذلك فى المتغير التابع ، ولا يوجد تفسير نموذجى لكافة أنواع التفاعل . وينصح برسم الأشكال التى توضح وجود التفاعل أو عدم وجوده . ومن الهام أن نوجه الانتباه إلى أنه حينما يكتشف الباحث وجود تفاعل دال إحصائيا عليه عدم مناقشة التأثير الرئيسى لكل متغير مستقل على حدة أو بطريقة منفصلة ، لأن المناقشة يصبح لا معنى لها لكون التفاعل الدال إحصائيا يدل على أن التأثير الرئيسى لأحد المتغيرين المستقلين يعتمد على مستويات أو تصنيفات المتغير الاخر المستقل وحينئذ يصبح الأهم والأعمق فى مناقشة النتائج تناول التأثيرات الرئيسية فى تفاعلها معاً ، وهذا ما يعطى الأهمية لاستخدام التصميم العاملى فى تحليل التباين .

طريقة أخرى لحساب تحليل التباين ثنائي الاتجاه :

نفرض أن لدينا ثلاث طرق لتنمية القدرة الموسيقية قدمت لمجموعتين الأولى من مرتفعى الذكاء والثانية من عاديى الذكاء . ونرى هنا أن فئات أو تقسيمات المتغير المستقل الأول ثلاثة وفئات أو مستويات المتغير المستقل الثانى اثنان كما يلاحظ من الجدول القادم .

وعلينا أن نسير تبعا للخطوات التالية :

١ – نحسب حجم جميع العينات **ن** = $ن_{١} + ن_{٢} + ن_{٣} + ن_{٤} + \dots\dots$

٢ – نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة ، وكذا نحسب مجموع الدرجات لجميع المجموعات مجـ س .

٣ – نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \left[\text{مجـ س}_{\text{١}}^{\text{٢}} + \text{مجـ س}_{\text{٢}}^{\text{٢}} + \text{مجـ س}_{\text{٣}}^{\text{٢}} + \ldots\right] - \frac{(\text{مجـ س})^{\text{٢}}}{\text{ن}}$$

٤ – نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{(\text{مجـ س}_{\text{١}})^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{١}}} + \frac{(\text{مجـ س}_{\text{٢}})^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٢}}} + \frac{(\text{مجـ س}_{\text{٣}})^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٣}}} + \ldots - \frac{(\text{مجـ س})^{\text{٢}}}{\text{ن}}$$

٥ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) – الخطوة (٤)

٦ – نحسب مجموع المربعات بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الأول (طرق التنمية للقدرة الموسيقية) .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{١}} + \text{مجـ س}_{\text{٢}}\right]^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{١}} + \text{ن}_{\text{٢}}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{٣}} + \text{مجـ س}_{\text{٤}}\right]^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٣}} + \text{ن}_{\text{٤}}} + \ldots - \frac{(\text{مجـ س})^{\text{٢}}}{\text{ن}}$$

٧ – نحسب مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى (مرتفع الذكاء ، عادى الذكاء) .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{١}} + \text{مجـ س}_{\text{٣}} + \text{مجـ س}_{\text{٥}}\right]^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{١}} + \text{ن}_{\text{٣}} + \text{ن}_{\text{٥}}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{٢}} + \text{مجـ س}_{\text{٤}} + \text{مجـ س}_{\text{٦}}\right]^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٢}} + \text{ن}_{\text{٤}} + \text{ن}_{\text{٦}}} - \frac{(\text{مجـ س})^{\text{٢}}}{\text{ن}}$$

٨ – نحسب مجموع مربعات تفاعل المتغيرن الأولى والثانى

= الخطوة (٤) – [الخطوة (٦) + الخطوة (٧)]

	الطريقة الأولى		الطريقة الثانية		الطريقة الثالثة	
	مرتفع الذكاء	عادي الذكاء	مرتفع الذكاء	عادي الذكاء	مرتفع الذكاء	عادي الذكاء
	٨	.	٨	.	٩	٦
	٥	٦	٧	.	٨	٤
	٩	.	.	.	٦	.
	٧	.	.		.	٩
	.				.	.
	.				.	.
	.	١٣	.	١٥	.	
	١٢	.	١١	١٠		٥
حجم المجموعة	$ن_{١}$	$ن_{٢}$	$ن_{٣}$	$ن_{٤}$	$ن_{٥}$	$ن_{٦}$
مجموع الدرجات	مجـ $س_{١}$	مجـ $س_{٢}$	مجـ $س_{٣}$	مجـ $س_{٤}$	مجـ $س_{٥}$	مجـ $س_{٦}$
مجموع مربعات الدرجات	مجـ $س_{١}^{٢}$	مجـ $س_{٢}^{٢}$	مجـ $س_{٣}^{٢}$	مجـ $س_{٤}^{٢}$	مجـ $س_{٥}^{٢}$	مجـ $س_{٦}^{٢}$

٩ – درجات الحرية داخل المجموعات =

= ن جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات

١٠– درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول –١ .

١١– درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الثانى

= عدد مستويات المتغير المستقل الثانى –١ .

١٢– درجات حرية تفاعل المتغيرين المستقلين = الخطوة (١٠) × الخطوة (١١).

١٣– درجات الحرية الكلى = الخطوة (٩) + الخطوة (١٠) + الخطوة (١١) + الخطوة (٢) .

١٤– نحسب التباين بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

١٥– نحسب التباين بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الثانى = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

١٦– نحسب التباين الخاص بالتفاعل = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (١٢)}}$

١٧– نحسب التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

١٨– احسب النسبة الفائية «ف» ثلاث مرات :

$$\text{ف}_{1} = \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات المتغير المستقل الأول

بدرجات حرية الخطوة (١٠) والخطوة (٩)

$$\text{ف}_{2} = \frac{\text{الخطوة (١٥)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات المتغير المستقل الثانى بدرجات حرية الخطوة (١١) والخطوة (٩)

$$ف_٣ = \frac{\text{الخطوة (١٦)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة التفاعل بدرجات حرية الخطوة (١٢) والخطوة (٩).

وينبغى كما سبق أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة « ف » بمقارنتها بجدول دلالة « ف » المرفق بالملاحق .

مثال : بهدف التحقق من أن الطلاقة اللفظية لدى تلاميذ الصف الخامس الابتدائى تختلف باختلاف المستوى الحضارى وباختلاف المستوى الاقتصادى والتفاعل بينهما . جاء باحث بالبيانات التالية :

تلاميذ المدينة	مستوى اقتصادى متوسط	٧	٩	١١	١٢	١٢
	مستوى اقتصادى منخفض	١١	١٢	١٣	١٥	١٦
تلاميذ الريف	مستوى اقتصادى متوسط	١١	١٣	١٥	١٥	١٧
	مستوى اقتصادى منخفض	٨	٨	١٠	١١	١٢
تلاميذ البدو	مستوى اقتصادى متوسط	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨
	مستوى اقتصادى منخفض	٩	١٠	١١	١١	١٢

الحل : علينا السير فى الخطوات التالية :

١ – نحسب حجم كل عينة وكذا حجم جميع العينات $ن = ن_١ + ن_٢ + ... + ن_٦$

ن = ٣٠

٢– نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة وكذا نجمع الدرجات لجميع المجموعات مجـ س وفى الجدول القادم هذه المجاميع ويكون

مجـ س = ٥١ + ٦٧ + ... + ٥٣

مجـ س = ٣٦٥

	تلاميذ المدينة				تلاميذ الريف				تلاميذ البادية			
	اقتصادي متوسط		اقتصادي منخفض		اقتصادي متوسط		اقتصادي منخفض		اقتصادي متوسط		اقتصادي منخفض	
	٧	٤٩	١١	١٢١	١١	١٢١	٨	٦٤	١٢	١٤٤	٩	٨١
	٩	٨١	١٢	١٤٤	١٣	١٦٩	٨	٦٤	١٣	١٦٩	١٠	١٠٠
	١١	١٢١	١٣	١٦٩	١٥	٢٢٥	١٠	١٠٠	١٥	٢٢٥	١١	١٢١
	١٢	١٤٤	١٥	٢٢٥	١٥	٢٢٥	١١	١٢١	١٦	٢٥٦	١١	١٢١
	١٢	١٤٤	١٦	٢٥٦	١٧	٢٨٩	١٢	١٤٤	١٨	٣٢٤	١٢	١٤٤
حجم المجموعة	$ن_١ = ٥$		$ن_٢ = ٥$		$ن_٣ = ٥$		$ن_٤ = ٥$		$ن_٥ = ٥$		$ن_٦ = ٥$	
مجموع الدرجات	$مجـ س_١ = ٥١$		$مجـ س_٢ = ٦٧$		$مجـ س_٣ = ٧١$		$مجـ س_٤ = ٤٩$		$مجـ س_٥ = ٧٤$		$مجـ س_٦ = ٥٣$	
مجموع مربعات الدرجات	$مجـ س_١^٢ = ٥٣٩$		$مجـ س_٢^٢ = ٩١٥$		$مجـ س_٣^٢ = ١٠٢٩$		$مجـ س_٤^٢ = ٤٩٣$		$مجـ س_٥^٢ = ١١١٨$		$مجـ س_٦^٢ = ٥٦٧$	

٣ – نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \left[\text{مجـ س}_{١}^{٢} + \text{مجـ س}_{٢}^{٢} + ... + \text{مجـ س}_{٦}^{٢}\right] - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \left[\text{٥٣٩} + \text{٩١٥} + ... + \text{٥٦٧}\right] - \frac{(\text{٢٦٥})^{٢}}{\text{٣٠}}$$

$$= \text{٤٦٦١,٠} - \text{٤٤٤٠,٨٣}$$

$$= \text{٢٢٠,١٧}$$

٤ – نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{(\text{مجـ س}_{١})^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٢})^{٢}}{\text{ن}_{٢}} + ... + \frac{(\text{مجـ س}_{٦})^{٢}}{\text{ن}_{٦}} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(\text{٥١})^{٢}}{\text{٥}} + \frac{(\text{٦٧})^{٢}}{\text{٥}} + ... + \frac{(\text{٥٣})^{٢}}{\text{٥}} - \frac{(\text{٣٦٥})^{٢}}{\text{٣٠}}$$

$$= \text{٤٥٦٣,٤٠} - \text{٤٤٤٠,٨٣}$$

$$= \text{١٢٢,٥٧}$$

٥ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) – الخطوة (٤)

$$= \text{٢٢٠,١٧} - \text{١٢٢,٥٧}$$

$$= \text{٩٧,٦٠}$$

٦ – نحسب مجموع المربعات بين المستويات الحضارية

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١} + \text{مجـ س}_{٢}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{٣} + \text{مجـ س}_{٤}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٣} + \text{ن}_{٤}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ س}_{٥} + \text{مجـ س}_{٦}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٥} + \text{ن}_{٦}} + ... - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$\frac{(٣٦٥)^{٢}}{٣٠} - \frac{[٥٣ + ٧٤]^{٢}}{٥ + ٥} + \frac{[٤٩ + ٧١]^{٢}}{٥ + ٥} + \frac{[٦٧ + ٥١]^{٢}}{٥ + ٥} =$$

$$\frac{(٣٦٥)^{٢}}{٣٠} - \frac{[١٢٧]^{٢}}{١٠} + \frac{[١٢٠]^{٢}}{١٠} + \frac{[١١٨]^{٢}}{١٠} =$$

= ٤٤٤٥,٣٠ − ٤٤٤٠,٨٣

= ٤,٤٧

٧ – نحسب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية

$$\frac{[\text{مجـ س}_{٢} + \text{مجـ س}_{٤} + \text{مجـ س}_{٦}]^{٢}}{ن_{٢} + ن_{٤} + ن_{٦}} + \frac{[\text{مجـ س}_{١} + \text{مجـ س}_{٣} + \text{مجـ س}_{٥}]^{٢}}{ن_{١} + ن_{٣} + ن_{٥}} =$$

$$\frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{ن} -$$

$$\frac{(٣٦٥)^{٢}}{٣٠} - \frac{[٥٣ + ٤٩ + ٦٧]^{٢}}{١٥} + \frac{[٧٤ + ٧١ + ٥١]^{٢}}{١٥} =$$

= ٤٤٦٥,١٣ − ٤٤٤٠,٨٣

= ٢٤,٣٠

٨ – نحسب مجموع مربعات تفاعل المتغيرين (المستوى الحضاري والمستوى الاقتصادى)

= الخطوة (٤) − [الخطوة (٦) + الخطوة (٧)]

= ١١٢,٥٧ − [٤,٤٧ + ٢٤,٣٠]

= ٩٣,٨

٩ – درجات الحرية داخل المجموعات = **ن** – عدد المجموعات

= ٣٠ – ٦

= ٢٤

١٠ – درجات الحرية بين المستويات الحضارية = ٣ – ١

= ٢

١١– درجات الحرية بين المستويات الاقتصادية = ٢ – ١

= ١

١٢– درجـات حـرية التفـاعل = الخطوة (١٠) × الخطوة (١١)

= ٢ × ١

= ٢

١٣– درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= الخطوة (٩) + الخطوة (١٠) + الخطوة (١١) + الخطوة (١٢)

= ٢٤ + ٢ + ١ + ٢

= ٢٩

١٤ – التبـاين بين المسـتويات الحضـارية = $\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

= $\frac{٤,٤٧}{٢}$

= ٢,١٤

١٥ – التبـاين بين المسـتويات الاقتصـادية = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

= $\frac{٢٤,٣٠}{١}$

= ٢٤,٣٠

١٦ – تباين التفاعل = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (١٢)}}$

$$= \frac{٩٣,٨}{٢}$$

$$= ٤٦,٩٠$$

١٧ – التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

$$= \frac{٩٧,٦٠}{٢٤}$$

$$= ٤,٠٧$$

١٨– نحسب النسبة الفائية ثلاث مرات :

$$ف_{١} = \frac{٢,٢٤}{٤,٠٧} = ,٥٥$$

$$ف_{٢} = \frac{٢٤,٣٠}{٤,٠٧} = ٥,٩٧$$

$$ف_{٣} = \frac{٤٦,٩٠}{٤,٠٧} = ١١,٥٢$$

ونلخص النتائج فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المستويات الحضارية	٤,٤٧	٢	٢,٢٤	,٥٥	غير دال
بين المستويات الاقتصادية	٢٤,٣٠	١	٢٤,٣٠	٥,٩٧	,٠٥
التفاعل	٩٣,٨٠	٢	٤٦,٩٠	١١,٥٢	,٠١
داخل المجموعات (الخطأ)	٩٧,٦٠	٢٤	٤,٠٧		
الكلى	٢٢٠,١٧	٢٩			

وبالتالى فإن الطلاقة اللفظية بين التلاميذ تختلف باختلاف مستوياتهم الاقتصادية، وبالتفاعل بين المستوى الحضارى والاقتصادى .

ملاحظة : فى بعض الأحيان تكون عملية التحكم بتساوى أعداد الأفراد فى مجموعات خلايا تحليل التباين عملية صعبة ، ربما لغياب بعض أفراد العينة أو إعطائهم معلومات وبيانات أقل من المطلوبة أى ناقصة ، وبالتالى تصبح حجوم الخلايا غير متساوية .

ولإجراء تحليل التباين فى حالة الحجوم غير المتساوية للخلايا يجب أن يتم ذلك فى ضوء نوعين رئيسيين لتحليل التباين ثنائى الاتجاه هما :

تحليل التباين ثنائى الاتجاه بحجوم خلايا متناسبة ، وتحليل التباين ثنائى الاتجاه بحجوم خلايا غير متناسبة .

أولا : تحليل التباين الثنائي عندما تكون حجوم الخلايا الخاصة بالمجموعات متناسبة وغير متساوية

Unequal and Proportionate Numbers in the Subclasses

يقال لعدد الأفراد فى خلايا مجموعات تحليل التباين : إنها متناسبة إذا كانت نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الأول هى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الأول الباقية .

وكذا نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الثانى هى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الثانى الباقية .

ويوضح ذلك بيانات أعداد الأفراد الموضحة بالجدول التالى على سبيل المثال :

أطفال			مراهقون			شباب		
ريفى	مدنى	بدوى	ريفى	مدنى	بدوى	ريفى	مدنى	بدوى
$ن_١$ = ٣	$ن_٢$ = ١٢	$ن_٣$ = ٦	$ن_٤$ = ٧	$ن_٥$ = ٢٨	$ن_٦$ = ١٤	$ن_٧$ = ٨	$ن_٨$ = ٣٢	$ن_٩$ = ١٦

يلاحظ أن :

نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الأول (أطفال) (٣ : ١٢ : ٦) وهى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الأول الباقية ،

ففى المراهقين كانت (٧ : ٢٨ : ١٤) وفى الشباب كانت (٨ : ٣٢ : ١٦) وكل منها كنسبة (١ : ٤ : ٢) .

كذلك فإن نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الثانى ريفيون (٣ : ٧ : ٨) وهى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الثانى الباقية ففى المدنيين كانت (١٢ : ٢٨ : ٣٢) وفى البدويين كانت (٦ : ١٤ : ١٦) .

وكل منها كنسبة (٣ : ٧ : ٨)

فإذا تحقق الباحث من أن حجوم الخلايا متناسبة ، فإن بإمكانه إجراء حسابات تحليل التباين المزدوج (ثنائى الاتجاه) بالطريقة نفسها التى أتبعت فيما سبق حينما كانت حجوم الخلايا متساوية – مع مراعاة حجوم هذه الخلايا .

مثال : فيما يلى درجات ست مجموعات من الأطفال ، بعد معايشة كل مجموعة لبرنامج فى حبّ الاستطلاع . وعلى اعتبار مراعاة الباحث لأن تكون مجموعاته متكافئة قبل تعرض هذه المجموعات للبرامج الثلاثة المختلفة والمطلوب الإجابة عن التساؤلات الآتية :

١– هل يختلف متوسط حب الاستطلاع لدى الأطفال باختلاف نوع البرنامج ؟

٢– هل يختلف متوسط حب الاستطلاع لدى أطفال الريف عنه لدى أطفال المدينة ؟

٣– هل لتفاعل نوع البرنامج والمستوى الحضارى للطفل أثر على حبه للاستطلاع ؟

	البرنامج الأول		البرنامج الثانى		البرنامج الثالث	
	ذكــور	إنــاث	ذكــور	إنــاث	ذكــور	إنــاث
	١٤	٥	١٠	١٣	٥	١٥
	١٣	٦	١٢	١١	٦	١٤
		٧	١٣	١٢		١٣
		٥		١٢		١٣
				١٠		
				١٣		
حجم المجموعة	ن$_1$ = ٢	ن$_2$ = ٤	ن$_3$ = ٣	ن$_4$ = ٦	ن$_5$ = ٢	ن$_6$ = ٤
مجموع الدرجات	مجـ س$_1$ = ٢٧	مجـ س$_2$ = ٢٣	مجـ س$_3$ = ٣٥	مجـ س$_4$ = ٧١	مجـ س$_5$ = ١١	مجـ س$_6$ = ٥٥
المتوسط	$\bar{}$س$_1$ = ١٣,٥	$\bar{}$س$_2$ = ٥,٧٥	$\bar{}$س$_3$ = ١١,٦٧	$\bar{}$س$_4$ = ١١,٨٣	$\bar{}$س$_5$ = ٥,٥٠	$\bar{}$س$_6$ = ١٣,٧٥
مجموع مربعات الدرجات	مجـ س$^2_1$ = ٣٦٥	مجـ س$^2_2$ = ١٣٥	مجـ س$^2_3$ = ٤١٣	مجـ س$^2_4$ = ٨٤٧	مجـ س$^2_5$ = ٦١	مجـ س$^2_6$ = ٧٥٩
الانحراف المعيارى	ع$_1$ = ,٥٠	ع$_2$ = ,٨٣	ع$_3$ = ١,٢٥	ع$_4$ = ١,٠٧	ع$_5$ = ,٥٠	ع$_6$ = ,٨٣

نحسب مجـ س = ٢٧ + ٢٣ + ٣٥ + ٧١ + ١١ + ٥٥ = ٢٢٢

نحسب $\overline{س}$ = $\frac{٢٢٢}{٢١}$ = ١٠,٥٧

وعلينا الان إجراء الحسابات الخاصة بالتباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات بأجزائه الثلاثة :

داخل المجموعات :

أ – مجموع المربعات داخل المجموعات= $ن_١ × ع_١^٢ + ن_٢ × ع_٢^٢ + ... + ن_٦ × ع_٦^٢$

= ١٨,٠٧

ب– درجات الحرية داخل المجموعات = ٢١ – ٦

= ١٥

جـ– التباين داخل المجموعات = ١,٢٠

بين المجموعات :

١ – مجموع المربعات بين المجموعات

$= ن_١ \left[\overline{س_١} - \overline{س}\right]^٢ + ن_٢ \left[\overline{س_٢} - \overline{س}\right]^٢ + ... + ن_٦ \left[\overline{س_٦} - \overline{س}\right]^٢$

= ١٧,١٧ + ٩٢,٩٣ + ٣,٦٣ + ٩,٥٣ + ٥١,٤١ + ٤٠,٤٥

= ٢١٥,١٢

٢ – درجات الحرية بين المجموعات= عدد المجموعات – ١

= ٦ – ١

= ٥

٣ – التباين بين المجموعات = $\frac{٢١٥,١٢}{٥}$

= ٤٣,٠٢

٤ – مجموع المربعات بين البرامج

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{1} + \text{مجـ س}_{2}\right]^{2}}{\text{ن}_{1} + \text{ن}_{2}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{3} + \text{مجـ س}_{4}\right]^{2}}{\text{ن}_{3} + \text{ن}_{4}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ س}_{5} + \text{مجـ س}_{6}\right]^{2}}{\text{ن}_{5} + \text{ن}_{6}} - \frac{\left[\text{مجـ س}\right]^{2}}{\text{ن}}$$

$$= ٤١٦,٦٧ + ١٢٤٨,٤٤ + ٧٢٦,٠٠ - \frac{(٢٢٢)^{2}}{٢١}$$

$$= ٢٣٩١,١١ - ٢٣٤٦,٨٦$$

$$= ٤٤,٢٥$$

٥ – نحسب درجات الحرية بين الطرق = عدد الطرق – ١

$$= ٣ - ١$$

$$= ٢$$

٦ – التباين بين البرامج $= ٢٢,١٣$

٧ – مجموع المربعات بين المستويات الحضارية

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{1} + \text{مجـ س}_{3} + \text{مجـ س}_{5}\right]^{2}}{\text{ن}_{1} + \text{ن}_{3} + \text{ن}_{5}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{2} + \text{مجـ س}_{4} + \text{مجـ س}_{6}\right]^{2}}{\text{ن}_{2} + \text{ن}_{4} + \text{ن}_{6}}$$

$$- \frac{\left[\text{مجـ س}\right]^{2}}{\text{ن}}$$

$$= ٧٦١,٢٩ + ١٥٨٥,٧٩ + ٢٣٤٦,٨٦$$

$$= ,٢٢$$

٨ – درجات الحرية بين المستويات الحضارية = عدد المستويات الحضارية – ١

$$= ٢ - ١$$

$$= ١$$

٩ – التباين بين المستويات الحضارية $= \frac{,٢٢}{١}$

$= ,٢٢$

١٠ – مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) – [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

$= ٢١٥,١٢ - [٤٤,٢٥ + ,٢٢]$

$= ١٧٠,٦٥$

١١ – درجات حرية التفاعل = درجات حرية بين البرامج × درجات حرية بين المستويات الحضارية

$= ٢ \times ١$

$= ٢$

١٢– تباين التفاعل $= \frac{١٧٠,٦٥}{٢}$

$= ٨٥,٣٣$

وعلينا أن نحسب النسبة الفائية ثلاث مرات كما سبق أن أوضحنا :

$ف_{١} = \frac{\text{التباين بين البرامج}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$= \frac{٢٢,١٣}{١,٢٠}$

$ف_{١} = ١٨,٤٤$

وعند مقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ٢ ، ١٥

نجد أنها دالة عند مستوى ,٠١

وبالتالى فهناك فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات باختلاف نوع البرنامج . كذلك نحسب $ف_{٢}$

$$ف_٢ = \frac{\text{التباين بين المستويات الحضارية}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٠,٢٢}{١,٢٠}$$

$$ف_٢ = ٠,١٨$$

وعند مقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ١ ، ١٥

نجد أنها أقل من القيم الجدولية ، وبالتالى لا توجد فروق بين المتوسطات باختلاف المستوى الحضارى .

كذلك نحسب $ف_٣$ للتفاعل

$$ف_٣ = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٨٥,٣٣}{١,٢٠}$$

$$ف_٣ = ٧١,١١$$

وبمقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ٢ ، ١٥

نجد أنها دالة إحصائيا عند مستوى ٠,٠١

وبالتالى فإن هناك تأثيرا للتفاعل دال إحصائيا ويمكن إيضاحه عند مراجعة متوسطات الدرجات للمجموعات موضع المقارنة التى نعرضها فى الجدول التالى الذى تعمدنا فيه عرض حجم كل عينة حتى يتم حساب المتوسطات الوزنية الخاصة بـ الكلى .

البرامج / المستوى الحضارى	الأول	الثانى	الثالث	الكلى
ريفى	$ن_1$ = ٢ ١٣,٥	$ن_3$ = ٣ ١١,٦٧	$ن_5$ = ٢ ٥,٥٠	١٠,٤٢
مدنى	$ن_2$ = ٤ ٥,٧٥	$ن_4$ = ٦ ١١,٨٣	$ن_6$ = ٤ ١٣,٧٥	١٠,٦٤
الكلى	٨,٣٣	١١,٧٨	١١,٠٠	

ويلاحظ من قيم المتوسطات لدى الريفيين أنها أعلى لدى من هم فى البرنامج الأول ثم تنخفض لدى من هم فى البرنامج الثانى ثم يصبح أقل قيمة له لدى من هم فى البرنامج الثالث .

وعلى العكس نجد أن قيم المتوسطات لدى المدنيين أعلاها لدى من هم فى البرنامج الثالث ثم تنخفض لدى من هم فى البرنامج الثانى ثم يصبح أقل قيمة له لدى من هم فى البرنامج الأول .

وعلى ذلك فإن البرنامج الأول أكثر فعالية مع أهل الريف بينما البرنامج الثالث أكثر فعالية مع أهل المدن

ويؤكد ذلك التفاعل الدال الذى ظهر من أجراء تحليل التباين الذى نلخصه فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين البرامج (A)	٤٤,٢٥	٢	٢٢,١٣	١٨,٤٤	,٠١
بين المستويات الحضارية (B)	٠٠,٢٢	١	٠٠,٢٢	,١٨	غير دال
التفاعل (A × B)	١٧٠,٦٥	٢	٨٥,٣٣	٧١,١١	,٠١
داخل المجموعات (الخطأ)	١٨,٠٧	١٥	١,٢٠		
الكلى	٢٣٣,١٩	٢٠			

وبطبيعة الحال يفضل رسم التفاعل

ثانيا: تحليل التباين الثنائي عندما تكون حجوم الخلايا الخاصة بالمجموعات غير متناسبة وغير متساوية

Unequal and Disproportionate Numbers in The Subclasses

ربما وجد الباحث نفسه أمام خلايا غير متساوية من حيث عدد أفرادها وكذا لا يوجد تناسب بين أعداد الأفراد في تلك الخلايا ، عند ذلك على الباحث أن يتخذ أحد الحلين الآتيين :

١ - الاعتماد على اقتراح Glass and Stanley الذى يحمس على استبعاد بعض الحالات عشوائيا من داخل بعض الخلايا بحيث نصل إما إلى تناسب في أعداد الأفراد داخل الخلايا أو إلى تساوى هذه الأعداد .

٢ - الاعتماد على طريقة المتوسطات غير الموزونة Unweighted Means الأكثر شهرة وإن كانت هناك طرق أخرى تناولها Winer بالعرض والتحليل .

طريقة المتوسطات غير الموزونة فى تحليل التباين :

تعتمد هذه الطريقة على استبدال درجات كل خلية (خاصة بمجموعة من المجموعات) بقيمة المتوسط الحسابى للدرجات الموجودة بهذه الخلية . وبالتالى يصبح لدينا داخل الخلية قيمة واحدة فقط هى المتوسط عوضًا عن جميع درجات هذه الخلية.

ويتم إجراء نفس المعالجات التى أجريناها من قبل باستثناء الإجراء الخاص بمجموع المربعات داخل المجموعات لأنه يعتمد على تباين الدرجات فى كل خلية فى الوقت الذى أصبح لدينا داخل كل خلية قيمة وحيدة هى متوسط الخلية ، ولذلك نتعمد حساب مجموع المربعات داخل المجموعات من البيانات الأصلية مع إجراء تعديل على قيمته الناتجة وذلك بضرب القيمة الناتجة من مجموع المربعات داخل المجموعات فى مقدار ثابت Constant سوف نرمز له بالرمز (ث) نحصل عليه من القانون التالى:

$$\text{ث} = \frac{\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2} + \frac{1}{\text{ن}_3} + \frac{1}{\text{ن}_4} + \ldots}{\text{عدد تقسيمات المتغير المستقل الأول} \times \text{عدد تقسيمات المتغير المستقل الثانى}}$$

حيث ن_1 ، ن_2 ، ن_3 عدد الأفراد فى خلايا المجموعات المختلفة قبل أن نبدأ فى عملية استبدال هؤلاء الأفراد بمتوسطهم .

وعند اتخاذ الإجراءات التى سبق توضيحها كإجراءات حسابية فى تحليل التباين ثنائى الاتجاه يجب أن نراعى ما يلى :

١ - بخصوص داخل المجموعات :

نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات بنفس الطريقة التى أوضحناها مع ضرب الناتج × القيمة ث السابقة ونطلق عليها أيضا مجموع المربعات داخل المجموعات أو الخطأ . وتكون درجات الحرية داخل المجموعات كما هى معروفة أيضاً أى :

[جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات]

ونحسب التباين داخل المجموعات بقسمة مجموع المربعات داخل المجموعات على درجات الحرية داخل المجموعات كما كنا نفعل .

٢ - بخصوص بين المجموعات

نتبع نفس الإجراءات التى كنا ننفذها فى السابق مع مراعاة نقطتين هما :

* أن $\text{ن}_1 = \text{ن}_2 = \text{ن}_3 = \text{ن}_4 = \text{ن}_5 = \ldots = 1$

ويجب أن نضعها بقيمة (١) حيث أن كل خلية أصبح فيها قيمة وحيدة هى المتوسط .

** أن «ن» تساوى عدد المجموعات موضع المقارنة وليس عدد الأفراد فى جميع المجموعات كما كنا نفعل .

مثال : نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات من ثلاث دول مختلفة (المغرب – السودان – الكويت) وفى داخل كل مجموعة ذكور وإناث ، وعند تطبيق اختبار للثقة بالنفس جاءت البيانات كما يلى :

مغاربة	ذكور	٤	٧	٦	٥		
	إناث	٨	٨	٩	١٠	١٢	
سودانيون	ذكور	٦	٦	٤			
	إناث	٦	٥	٦	٥		
كويتيون	ذكور	٩	٩	١٠	١٢	١٤	١١
	إناث	٨	٥	٩	١٥		

تحقق من أن الثقة بالنفس لا تختلف باختلاف الجنس ولا باختلاف الجنسية ولا بالتفاعل بينهما .

مغـــاربـة		سوداتيون		كويتون	
ذكـور	إنـاث	ذكـور	إنـاث	ذكـور	إنـاث
$ن_{١}$ = ٤	$ن_{٢}$ = ٥	$ن_{٣}$ = ٣	$ن_{٤}$ = ٤	$ن_{٥}$ = ٦	$ن_{٦}$ = ٤
مجـ $س_{١}$ = ٢٢	مجـ $س_{٢}$ = ٤٧	مجـ $س_{٣}$ = ١٦	مجـ $س_{٤}$ = ٢٢	مجـ $س_{٥}$ = ٦٥	مجـ $س_{٦}$ = ٣٧
$\bar{س}_{١}$ = ٥,٥٠	$\bar{س}_{٢}$ = ٩,٤٠	$\bar{س}_{٣}$ = ٥,٣٣	$\bar{س}_{٤}$ = ٥,٥٠	$\bar{س}_{٥}$ = ١٠,٨٣	$\bar{س}_{٦}$ = ٩,٢٥
مجـ $س_{١}^{٢}$ = ١٢٦	مجـ $س_{٢}^{٢}$ = ٤٥٣	مجـ $س_{٣}^{٢}$ = ٨٨	مجـ $س_{٤}^{٢}$ = ١٢٢	مجـ $س_{٥}^{٢}$ = ٧٢٣	مجـ $س_{٦}^{٢}$ = ٣٩٥
$ع_{١}$ = ١,١٢	$ع_{٢}$ = ١,٤٩	$ع_{٣}$ = ,٩٤	$ع_{٤}$ = ,٥٠	$ع_{٥}$ = ١,٧٩	$ع_{٦}$ = ٣,٦٣

$$\overline{\text{مجـ س}} = \overline{س_١} + \overline{س_٢} + \overline{س_٣} + \overline{س_٤} + \overline{س_٥} + \overline{س_٦}$$

$$= ٤٥,٨١$$

$$\overline{س} = \frac{\text{مجـ س}_١ + \text{مجـ س}_٢ + \dots + \text{مجـ س}_٦}{ن_١ + ن_٢ + \dots + ن_٦}$$

$$= \frac{٢٠٩}{٢٦}$$

$$= ٨,٠٤$$

داخل المجموعات :

(أ) مجموع المربعات داخل المجموعات = $ن_١ \times ع_١^٢ + ن_٢ \times ع_٢^٢ + \dots$

$$= ٩١,٧٠$$

$$\text{المقدار الثابت ث} = \frac{\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢} + \frac{١}{ن_٣} + \dots + \frac{١}{ن_٦}}{٦}$$

$$= \frac{١,٤٥}{٦} = ,٢٥$$

إذن مجموع المربعات داخل المجموعات = $,٢٥ \times ٩١,٧٠ = ٢٢,٩٣$

(ب) درجات الحرية داخل المجموعات = ٢٦ − ٦

$$= ٢٠$$

$$\text{(جـ) التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{ث} \times \text{مجموع المربعات داخل}}{\text{درجات الحرية}}$$

$$= \frac{,٢٥ \times ٩١,٧٠}{٢٠}$$

$$= ١,١٣$$

بين المجموعات :

الآن نعتبر $ن_١ = ن_٢ = ن_٣ = ن_٤ = ن_٥ = ن_٦ = ١$

كذلك تصبح **ن** = ٦

١ – مجموع المربعات بين المجموعات =

$$ن_١ \left[\overline{س}_١ - \overline{س}\right]^٢ + ن_١ \left[\overline{س}_٢ - \overline{س}\right]^٢ + ...$$

$$= ١ \left[٥,٥٠ - ٨,٠٤\right]^٢ + ١ \left[٩,٤٠ - ٨,٠٤\right]^٢ + ١ \left[٥,٣٣ - ٨,٠٤\right]^٢$$

$$+ ١ \left[٥,٥٠ - ٨,٠٤\right]^٢ + ١ \left[١٠,٨٣ - ٨,٠٤\right]^٢ + ١ \left[٩,٢٥ - ٨,٠٤\right]^٢$$

$$= ٦,٤٥ + ١,٨٥ + ٧,٣٤ + ٦,٤٥ + ٧,٧٨ + ١,٤٦$$

$$= ٣١,٣٣$$

٢ – درجات الحرية بين المجموعات = ٦ – ١

$$= ٥$$

٣ – التباين بين المجموعات $= \frac{٣١,٣٣}{٥}$

$$= ٦,٢٧$$

٤ – مجموع المربعات بين الجنسيات

$$= \frac{\left[\overline{س}_١ + \overline{س}_٢\right]^٢}{ن_١ + ن_٢} + \frac{\left[\overline{س}_٣ + \overline{س}_٤\right]^٢}{ن_٣ + ن_٤} + \frac{\left[\overline{س}_٥ + \overline{س}_٦\right]^٢}{ن_٥ + ن_٦} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

$$= \frac{\left[٥,٥٠ + ٩,٤٠\right]^٢}{٢} + \frac{\left[٥,٣٣ + ٥,٥٠\right]^٢}{٢}$$

$$+ \frac{\left[١٠,٨٣ + ٩,٢٥\right]^٢}{٢} - \frac{(٤٥,٨١)^٢}{٦}$$

$$= ١١١,٠١ + ٥٨,٦٤ + ٢٠١,٦٠ - ٣٤٩,٧٦$$

$$= ٢١,٤٩$$

٥ – درجات الحرية بين الجنسيات = ٣ – ١

= ٢

٦ – التباين بين الجنسيات $= \frac{\text{٢١,٤٩}}{\text{٢}}$

= ١٠,٧٥

٧ – مجموع المربعات بين الجنسين

$$= \frac{[\bar{\text{س}}_{1} + \bar{\text{س}}_{3} + \bar{\text{س}}_{5}]^{2}}{\text{ن}_{1} + \text{ن}_{2} + \text{ن}_{3}} + \frac{[\bar{\text{س}}_{2} + \bar{\text{س}}_{4} + \bar{\text{س}}_{6}]^{2}}{\text{ن}_{4} + \text{ن}_{5} + \text{ن}_{6}} - \frac{(\text{مجـ س})^{2}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{[\text{١٠,٨٣} + \text{٥,٣٣} + \text{٥,٥٠}]^{2}}{\text{٣}} + \frac{[\text{٩,٢٥} + \text{٥,٥٠} + \text{٩,٤٠}]^{2}}{\text{٣}} - \frac{(\text{٤٥,٨١})^{2}}{\text{٦}}$$

= ١٥٦,٣٩ + ١٩٤,٤١ – ٣٤٩,٧٦

= ١,٠٤

٨ – درجات الحرية بين الجنسين = ٢–١

= ١

٩ – التباين بين الجنسين $= \frac{\text{١,٠٤}}{\text{١}}$

= ١,٠٤

١٠ – مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) – [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

= ٣١,٣٣ – [٢١,٤٩ + ١,٠٤]

= ٨,٨٠

١١– درجات حرية التفاعل = ٢ × ١

= ٢

١٢- تباين التفاعل $= \frac{٨,٨٠}{٢}$

$= ٤,٤٠$

وعلينا الان أن نحسب ثلاث قيم لـ «ف» :

$ف_{١} = \frac{\text{التباين بين الجنسيات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$= \frac{١٠,٧٥}{١,١٣}$

$ف_{١} = ٩,٥١$

وعلينا أن نقارنها بالقيم الجدولية عن درجات حرية ٢ ، ٢٠ نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠١,

كذلك نحسب :

$ف_{٢} = \frac{\text{التباين بين الجنسين}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$= \frac{١,٠٤}{١,١٣}$

$= ,٩٢$

وعند درجات حرية ١ ، ٢٠

نجد أن القيمة المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، ولذا فإنها غير دالة إحصائيا .

كذلك نحسب :

$ف_{٣} = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$= \frac{٤,٤٠}{١,١٣}$

$= ٣,٨٩$

وعند درجات حرية ٢ ، ٢٠

نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠٥, فقط ، وهذا يشير إلى أن لتفاعل الجنسية والجنس أثراً على الثقة بالنفس .

ويمكننا تلخيص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين الجنسيات (A)	٢١,٤٩	٢	١٠,٧٥	٩,٥١	,٠١
بين الجنسين (B)	١,٠٤	١	١,٠٤	,٩٢	غير دال
التفاعل (A × B)	٨,٨٠	٢	٤,٤٠	٣,٨٩	,٠٥
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٢,٩٣	٢٠	١,١٣		
الكلى	٥٤,٢٦	٢٥			

وتأتى النتائج لبيانات أحد الباحثين لتحليل التباين ثنائى الاتجاه كما هى بالشكل التالى عند استخدام حزمة البرامج Spss - x .

```
17-Jul-94    SPSS RELEASE 4.1 FOR IBM VM/CMS
10:04:23     KING SAUD UNIVERSITY            IBM 3083 XJ      VM/CMS rel 6

             * * *  A N A L Y S I S   O F   V A R I A N C E  * * *

                  TTT
             by   S
                  SEX
```

Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig of F
Main Effects	1914.930	2	957.465	10.714	.000
S	372.386	1	372.386	4.167	.043
SEX	1657.918	1	1657.918	18.552	.000
2-Way Interactions	1.760	1	1.760	.020	.889
S SEX	1.760	1	1.760	.020	.889
Explained	1916.691	3	638.897	7.149	.000
Residual	13583.309	152	89.364		
Total	15500.000	155	100.000		

156 cases were processed.
0 cases (.0 pct) were missing.

نوع النموذج المستخدم :

ومن الهام أن يأخذ الباحث فى اعتباره نوع النموذج الذى يستخدمه فى التصميم العاملى ثنائى الاتجاه ، فهناك ثلاثة أنواع من التأثيرات جديرة بالمراعاة هى التأثير الثابت والتأثير العشوائى والتأثير الخليط .

١ – **النموذج الثابت** Fixed Model : إذا جاء نموذج التصميم للمتغير المستقل بحيث يتضمن أكثر من شخص فى كل خلية ن >١ ونتخذ فئات أو مستويات المتغير المستقل أو تصنيفاته على أسس منطقية وتجريبية وليس على أساس مفهوم العينة ، أى تم اتباع أسلوب منتظم فى انتقاء مستويات العامل المستقل ، بحيث يشمل التحليل جميع هذه المستويات ، فإن نموذج التصميم يسمى نموذج التأثير الثابت أو النموذج الثابت .

ومن أمثلة ذلك :

– دراسة أثر أساليب مختلفة للتدريس .
– دراسة أثر أساليب مختلفة لتنظيم مادة دراسية .
– دراسة أثر أساليب مختلفة للوسائل التعليمية .
– دراسة أثر طرق تدخل تجريبية لتعديل السلوك .
– دراسة أثر عدة طرق لتعليم القراءة .
– دراسة أثر الجنس .
– دراسة أثر الجنسية .

ومعظم المتغيرات المستقلة المستخدمة فى البحوث النفسية والتربوية من نوع النموذج الثابت .

٢ – **النموذج العشوائى** Random Model : إذا جاء نموذج التصميم للمتغير المستقل بحيث يتضمن أكثر من شخص فى كل خلية ن > ١ وتتخذ فئات أو مستويات المتغير المستقل أو تصنيفاته من اختيار عينات عشوائية من بين أصل كلى لعدد كبير من فئات أو مستويات أو معالجات محتملة ، أو انتقى الباحث مستويات العوامل أو المتغيرات المستقلة من عدد لا نهائى من البدائل الممكنة من الناحية النظرية ، وهذا الوضع يفرض على الباحث الاختيار العشوائى لمستويات أو

تصنيفات العامل المستقل ، فإن نموذج التصميم يسمى نموذج التأثير العشوائى أو النموذج العشوائى ، ومن أمثلة ذلك :

- إذا كانت المدرسة عاملا فى التحليل ، ولما كان عدد المدارس كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائى لعدد محدد منها وإدخاله فى التصميم .
- إذا كان المعلم عاملا فى التحليل ، ولما كان عدد المعلمين كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائى لعدد محدد منهم وإدخاله فى التصميم .
- إذا كان المحكم عاملا فى التحليل ، ولما كان عدد المحكمين كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائى لعدد محدد منهم وإدخاله فى التصميم .
- انتقاء الأفراد فى تصميم القياس المتكررة (مجموعات متكافئة مثلا).ويعتبر نموذج التأثير العشوائى قليل الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية .

٢ – **النموذج المختلط** Mixed Model : إذا جاء نموذج التصميم ككل (لجميع متغيراته المستقلة) بحيث يكون عدد الأفراد فى كل خلية أكثر من شخص ن > ١ ، وتتخذ فئات أحد المتغيرات المستقلة على أسس منطقية وتجريبية وتتخذ فئات متغير مستقل اخر على أساس اختيار عينات عشوائية ، بمعنى أن يكون لدينا عاملان أو أكثر بعضها من النوع الثابت والبعض الاخر من النوع العشوائى . إن نموذج التصميم فى هذه الحالة يسمى نموذج التأثيرات المختلطة أو النموذج المختلط ، ومن أمثلة ذلك :

- تقديرات متكررة ، لبعض القدرات لدى الأفراد عن طريق محكمين . فى هذه الحالة يكون الأفراد من نوع النموذج الثابت (مجموعات مستقلة من الأفراد) بينما المحكمون من نوع النموذج العشوائى :
- قياسات متكررة لعينة واحدة يقدم لها عدة معالجات متتالية يجرى عقب كل معالجة قياس.

والجداول التالية توضح نماذج تصاميم مختلفة :

		دافع الاستطلاع		
		بداية التجربة	وسط التجربة	نهاية التجربة
الجنس	ذكور			
	اناث			

دافع الاستطلاع نوع عشوائى والجنس نوع ثابت وهنا يكون نموذج مختلط

أما الجدول التالى :

		محكمــون		
		محكم أ	محكم ب	محكم جـ
مرحلة النمو	طفولة			
	مراهقة			

المحكمون نوع عشوائى ومرحلة النمو نوع ثابت

وهنا يكون نموذج التقييم كلك نموذج مختلط

أما الجدول التالى :

		المـــدارس			
		عمر بن الخطاب	أحمد عرابي	شبرا	مصر الجديدة
المحكمون	أ				
	ب				
	جـ				

المدارس نوع عشوائى والمحكمون نوع عشوائى

وهنا يكون نموذج التصميم ككل نموذج عشوائى

أما الجدول :

		الجنسية			
		مصري	كويتى	سودانى	عراقى
الجنس	ذكور				
	اناث				

الجنسية هنا نوع ثابت والجنس نوع ثابت وهنا يكون التقييم ككل نموذج ثابت

وقيمة « ف » التى سوف تحسب للكشف عن التأثير يجب أن يراعى فيها التصميم المطروح أمامنا .

وتكون حدود تباين الخطأ المستخدمة كمقام لحساب قيم «ف» طبقاً للنماذج الثلاثة (الثابت – العشوائى – المختلط) .
عند استخدام تحليل التباين ثنائى الاتجاه

العامل	النموذج الثابت	النموذج العشوائي	النموذج المختلط			
			A ثابت ، B عشوائي	A عشوائي ، B ثابت	أحد العاملين ثابت والآخر عشوائي ودلائل نظرية لانعدام التفاعل أو جاءت قيمته أقل من أو تساوي التباين داخل المجموعات	أحد العاملين ثابت والآخر عشوائي وقيمة التفاعل غير دالة إحصائيا
المستقل الأول A	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل A × B	التباين الخاص بالتفاعل A × B	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	تباين الخطأ المدموج
المستقل الثاني B	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل A × B	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل A × B	التباين داخل المجموعات	تباين الخطأ المدموج
التفاعل A × B	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات

علماً بأن : تباين الخطأ المدموج = (مجموع المربعات الخاصة بالتفاعل + مجموع المربعات داخل المجموعات) ÷ (درجات حرية التفاعل + درجات حرية داخل المجموعات)

الفصل السادس

التصميم التجريبى بأكثر من معالجتين

للقياسات المترابطة

تحليل التباين أحادى الاتجاه للقياسات المتكررة

تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة

(مجموعات مترابطة)

(ANOVA) One - Factor Experiment With Repeated Measurements

مقدمـــة :

فيما سبق عرضنا لطريقة مقارنة ثلاثة مجموعات أو أكثر في متغير واحد ، وذلك حينما كانت المجموعات مستقلة ، مثلما كنا نريد مقارنة مجموعة من الأطفال بمجموعة من المراهقين بمجموعة من الشباب في مفهوم الذات ، وذلك باستخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه .

والآن نفرض أن لدينا مجموعتين أو أكثر (متكافئة أو اختيرت متناظرة) أو لدينا مجموعة واحدة تم قياس نفس الظاهرة عليها مرتين أو ثلاثاً أو أكثر ، وأردنا مقارنة أداء المفحوصين في المرات الثلاث . في هذه الحالة فإننا نستخدم تحليل التباين كتصميم عاملي يسميه البعض تصميم المعالجات (القياسات مثلا الثلاثة) × المفحوصين . حيث كل مفحوص قيست لديه نفس الظاهرة ثلاث مرات أو أكثر . أو يسمى تصميم المعالجات المترابطة (غير المستقلة) .

في هذه الحالة تكون مصادر التباين ثلاثة بدلا من مصدرين في تحليل التباين للمجموعات المستقلة هي :

١ – مصدر التباين الخاص بالاختلاف بين المعالجات (القياسات الثلاثة) (A).

٢ – مصدر التباين الخاص بالاختلافات بين المفحوصين (B) .

٣ – تفاعل المصدرين (A) و (B) أو $A \times B$.

ومثال ذلك تطبيق مقياس للاتجاهات نحو الأطفال على مجموعة طالبات قسم دراسات الطفولة ثلاث مرات . الأولى عند التحاقهن بالقسم . والثانية بعد مرور سنتين على دراستهن بالقسم . والثالثة عند التخرج . في مثل هذه الحالة نكون أمام قياسات متكررة ، وللمقارنة بين متوسطات الاتجاهات لدى الطالبات في التطبيقات (المعالجات أو القياسات) الثلاثة نستخدم تحليل التباين لعامل واحد في القياسات المتكررة . ويعتبر تحليل تباين لتصميم تجريبي في بعدين أو تصميم عاملي ثنائي الاتجاه مع وجود تأثير رئيسي Main Effect . والتصميم هنا هو معالجة لمتغير مستقل واحد بهدف معرفة

أثره على المتغير التابع (فى مثالنا السابق كان المتغير المستقل طول مدة الالتحاق بالقسم والمتغير التابع هو الاتجاهات نحو الأطفال) .

وإذا كان فى التصميم العاملى ثنائى الاتجاه أكثر من مفحوص داخل خلايا التصميم فإننا سوف نعتبر هنا الدرجة الموجودة فى كل خلية بمثابة متوسط وهذا ما يجعل من الصعب حساب التباين داخل المجموعات حيث لا تشتمل إلا على درجة وحيدة .

ولذلك فإنه كى نكشف عن دلالة الفروق بين متوسطات المعالجات (والتطبيقات) المختلفة فإننا نتعامل مع تباين التفاعل (متوسط مربعات التفاعل B × A) عوضا عن تباين الخطأ (متوسط المربعات داخل المجموعات) فى تحليل التباين للمجموعات المستقلة . نظرا لأن تفاعل A × B يعبر عن الاختلافات فى درجات أفراد العينة التى لا ترجع إلى تأثير المعالجات وحدها (A) أو الفروق بين المفحوصين وحدها (B) .

ولذلك فقيمة (ف) التى كنا نحصل عليها فى تحليل التباين للمجموعات المستقلة من قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات تصبح فى تحليل التباين للمجموعات المترابطة (غير المستقلة) من قسمة التباين بين المجموعات (المعالجات أو التطبيقات) على تباين التفاعل .

وعلى اعتبار الصفوف هى الأفراد Rows are Individuals

والأعمدة معالجات (قياسات أو تكرار تطبيق) Columns are Treatments

ومع توفر الشروط التالية :

١ – وجود درجة لكل مفحوص فى القياسات (المعالجات) المختلفة .

٢ – أن يكون توزيع الدرجات للظاهرة فى المجتمع الأصل اعتداليا اختيرت منه عينة البحث عشوائيا وشكل توزيع الدرجات فى كل معالجة طبيعى .

٣ – تجانس تباين درجات المعالجات المختلفة (باستخدام واحدة من الأساليب المشهورة للكشف عن ذلك والتى سبق عرضها) .

طريقـــة التحليـــل :

والآن نفرض أن لدينا عينة حجمها «ن» من المفحوصين .

طبق عليها نفس الاختبار ثلاث مرات أو طبقت ثلاثة اختبارات متكافئة عليها وجاءت الدرجات كما يلى :

درجات التطبيق الأول (أ) : $س_{١}$ ، $س_{٢}$ ، $س_{٣}$ ، $س_{٤}$ ، .... $س_{ن}$

درجات التطبيق الثانى (ب) : $س'_{١}$ ، $س'_{٢}$ ، $س'_{٣}$ ، $س'_{٤}$ ، .... $س'_{ن}$

درجات التطبيق الثالث (جـ) : $س''_{١}$ ، $س''_{٢}$ ، $س''_{٣}$ ، $س''_{٤}$ ، .... $س''_{ن}$

للتحقق من صحة الفرض القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الخاصة بالتطبيقات الثلاثة» .

فعلينا مبدئيا حساب :

١ – مجموع الدرجات لكل المفحوصين فى كل مرة من مرات التطبيق ونرمز لها بالرموز .

مجـ $س_{أ}$ ، مجـ $س_{ب}$ ، مجـ $س_{جـ}$

٢ – مجموع مربعات الدرجات لكل المفحوصين فى كل مرة من مرات التطبيق ونرمز لها بالرموز .

مجـ $س^{٢}_{أ}$ ، مجـ $س^{٢}_{ب}$ ، مجـ $س^{٢}_{جـ}$

٣ – مجموع درجات كل مفحوص فى مرات التطبيق المختلفة بمعنى .

للمفحوص الأول $س_{١}$ + $س'_{١}$ + $س''_{١}$ ونرمز للناتج بالرمز مجـ $س_{١}$

للمفحوص الثانى $س_{٢}$ + $س'_{٢}$ + $س''_{٢}$ ونرمز للناتج بالرمز مجـ $س_{٢}$

للمفحوص الثالث $س_{٣}$ + $س'_{٣}$ + $س''_{٣}$ ونرمز للناتج بالرمز مجـ $س_{٣}$

.
.
.

وهكذا .

٤ – مجموع درجات جميع التطبيقات ونرمز له بالرمز مجـ س

ويمكن تلخيص الإجراءات السابقة فى الجدول التالى :

	درجات التطبيق الأول أ		درجات التطبيق الثانى ب		درجات التطبيق الثالث جـ		مجموع درجات كل مفحوص فى مرات التطبيق الثلاث
	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	
أحمد	س$_{١}$	س$_{١}^{٢}$	سَ$_{١}$	سَ$_{١}^{٢}$	سً$_{١}$	سً$_{١}^{٢}$	مجـ س$_{١}$ = س$_{١}$ + سَ$_{١}$ + سً$_{١}$
عمرو	س$_{٢}$	س$_{٢}^{٢}$	سَ$_{٢}$	سَ$_{٢}^{٢}$	سً$_{٢}$	سً$_{٢}^{٢}$	مجـ س$_{٢}$ = س$_{٢}$ + سَ$_{٢}$ + سً$_{٢}$
هشام	س$_{٣}$	س$_{٣}^{٢}$	سَ$_{٣}$	سَ$_{٣}^{٢}$	سً$_{٣}$	سً$_{٣}^{٢}$	مجـ س$_{٣}$ = س$_{٣}$ + سَ$_{٣}$ + سً$_{٣}$
ياسمين	س$_{٤}$	س$_{٤}^{٢}$	سَ$_{٤}$	سَ$_{٤}^{٢}$	سً$_{٤}$	سً$_{٤}^{٢}$	.
	.	.	.	.	.	.	.
	.	.	.	.	.	.	.
	.	.	.	.	.	.	.
داليا	س$_{ن}$	س$_{ن}^{٢}$	سَ$_{ن}$	سَ$_{ن}^{٢}$	سً$_{ن}$	سً$_{ن}^{٢}$	مجـ س$_{ن}$ = س$_{ن}$ + سَ$_{ن}$ + سً$_{ن}$
	مجـ س$_{أ}$	مجـ س$_{أ}^{٢}$	مجـ س$_{ب}$	مجـ س$_{ب}^{٢}$	مجـ س$_{جـ}$	مجـ س$_{جـ}^{٢}$	مجـ س هى مجموع كل ما سبق أعلاه .

رمزنا بالرمز ط إلى عدد مرات التطبيق .

وإذا رمزنا بالرمز ن إلى عدد الدرجات فى جميع مرات التطبيق .

وإذا رمزنا بالرمز ن إلى عدد أفراد العينة .

وتسيير الحسابات طبقا للتصميم التالى :

١ – نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \text{مجـ س}_{\text{أ}}^{2} + \text{مجـ س}_{\text{ب}}^{2} + \text{مجـ س}_{\text{جـ}}^{2} + \ldots . - \frac{(\text{مجـ س})^{2}}{\text{ن}}$$

٢ – درجات حرية الكلى = ن – ١

٣ – نحسب مجموع المربعات بين التطبيقات

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{أ}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ س}_{ب}\right]^{٢} + \ldots}{\text{ن}} - \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{\text{ن}}$$

٤ – درجات حرية بين التطبيقات = عدد مرات التطبيق (ط) – ١

٥ – التبـــاين بين التطبيقات $= \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٤)}}$

٦ – نحسب مجموع المربعات بين المفحوصين

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ س}_{٢}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ س}_{٣}\right]^{٢} + \ldots}{\text{ط}} - \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{\text{ن}}$$

٧ – درجة حرية بين المفحوصين = عدد المفحوصين (ن) – ١ .

٨ –التبـــاين بين المفحوصين $= \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٧)}}$

٩ – مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) – [الخطوة (٣) + الخطوة (٦)]

١٠– درجات حرية التفاعل = الخطوة (٤) × الخطوة (٧)

١١ – تبـــاين التفاعل $= \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

١٢– لحســـاب دلالة الفـــروق نحــسب ف $= \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (١١)}}$ ولا نحــسب ســوى «ف» واحــدة وهى للكشف عن الفروق بين المعالجات . ونقارن القيمة الناتجة بقيمة جدول «ف» الحرجة عند درجات حرية الخطوة (٤) والخطوة (١٠) .

مثال : فيما يلى درجات عشرة أطفال فى أربع مراحل خلال تعريضهم لبرنامج لنمو مفـهوم الذات . والمطلوب الإجابة عن السؤال التـالى هل برنامج مفـهوم الذات غير فعال ؟

المرحلة الأولى : ٣١ ، ٤٢ ، ٨٤ ، ٢٦ ، ١٤ ، ١٦ ، ٢٩ ، ٣٢ ، ٤٥ ، ٣٠

المرحلة الثانية : ٤٢ ، ٢٦ ، ٢١ ، ٦٠ ، ٣٥ ، ٨٠ ، ٤٩ ، ٣٨ ، ٦٥ ، ٧١

المرحلة الثالثة : ١٤ ، ٢٥ ، ١٩ ، ٣٦ ، ٤٤ ، ٢٨ ، ٨٠ ، ٧٦ ، ١٥ ، ٨٢

المرحلة الرابعة: ٨٠ ، ١٠٦ ، ٨٣ ، ٦٩ ، ٤٨ ، ٧٦ ، ٣٩ ، ٨٤ ، ٩١ ، ٣٩

الحـل :

المرحلة الأولى أ		المرحلة الثانية ب		المرحلة الثالثة جـ		المرحلة الرابعة د		مجموع درجات المفحوص فى مرات التطبيق المختلفة
الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	
٣١	٩٦١	٤٢	١٧٦٤	١٤	١٩٦	٨٠	٦٤٠٠	مجـ $س_{١}$ = ١٦٧
٤٢	١٧٦٤	٢٦	٦٧٦	٢٥	٦٢٥	١٠٦	١١٢٣٦	مجـ $س_{٢}$ = ١٩٩
٨٤	٧٠٥٦	٢١	٤٤١	١٩	.	٨٣	.	مجـ $س_{٣}$ = ٢٠٧
٢٦	٦٧٦	٦٠	.	٣٦	.	٦٩	.	مجـ $س_{٤}$ = ١٩١
١٤	١٩٦	٣٥	.	٤٤	.	٤٨	.	مجـ $س_{٥}$ = ١٤١
١٦	٢٥٦	٨٠	.	٢٨	.	٧٦	.	مجـ $س_{٦}$ = ٢٠٠
٢٩	.	٤٩	.	٨٠	.	٣٩	.	مجـ $س_{٧}$ = ١٩٧
٣٢	.	٣٨	.	٧٦	.	٨٤	.	مجـ $س_{٨}$ = ٢٣٠
٤٥	.	٦٥	.	١٥	.	٩١	.	مجـ $س_{٩}$ = ٢١٦
٣٠	.	٧١	.	٨٢	.	٣٩	.	مجـ $س_{١٠}$ = ٢٢٢
مجـ $س_{أ}$ ٣٤٩	مجـ $س^{٢}_{أ}$ ١٥٦٩٩	مجـ $س_{ب}$ ٤٨٧	مجـ $س^{٢}_{ب}$ ٢٧٢١٧	مجـ $س_{جـ}$ ٤١٩	مجـ $س^{٢}_{جـ}$ ٢٤٣٢٣	مجـ $س_{د}$ ٧١٥	مجـ $س^{٢}_{د}$ ٥٥٧٤٥	مجـ س = ١٩٧٠

يلاحظ من البيانات السابقة أن :

عدد مرات التطبيق ط = ٤

عدد الدرجات فى جميع مرات التطبيق **ن** = ٤٠

عدد أفراد العينة ن = ١٠

والآن علينا أن :

١ – نحسب مجمــوع المربعــات الكـــلى

$$= \text{مجـ س}_{أ}^{٢} + \text{مجـ س}_{ب}^{٢} + ... - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{ن}$$

$$= ١٥٦٩٩ + ٢٧٢١٧ + ٢٤٣٢٣ + ٥٥٧٤٥ - \frac{(١٩٧٠)^{٢}}{٤٠}$$

$$= ١٢٢٩٨٤ - ٩٧٠٢٢,٥$$

$$= ٢٥٩٦١,٥$$

٢ – نحسب درجات حرية الكلى = ن – ١

$$= ٤٠ - ١$$

$$= ٣٩$$

٣ – نحسب مجموع المربعات بين التطبيقات

$$= \frac{[\text{مجـ س}_{أ}]^{٢} + [\text{مجـ س}_{ب}]^{٢} + ...}{ن} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{ن}$$

$$= \frac{[٣٤٩]^{٢} + [٤٨٧]^{٢} + [٤١٩]^{٢} + [٧١٥]^{٢}}{١٠} - \frac{(١٩٧٠)^{٢}}{٤٠}$$

$$= ١٠٤٥٧٥,٦٠ - ٩٧٠٢٢,٥$$

$$= ٧٥٥٣,١٠$$

٤ – نحسب درجات الحرية بين التطبيقات = عدد مرات التطبيق (ط) – ١

$$= ٤ - ١$$

$$= ٣$$

٥ – التبـاين بين التطبيقات (المعالجات) $= \frac{٧٥٥٣,١٠}{٣}$

$$= ٢٥١٧,٧٠$$

٦ – نحسب مجموع المربعات بين المفحوصين

$$= \frac{[\text{مجـ س}_1]^2 + [\text{مجـ س}_2]^2 + \dots + [\text{مجـ س}_{10}]^2}{\text{ط}} - \frac{(\text{مجـ س})^2}{\text{ن}}$$

$$= \frac{[١٦٧]^2 + [١٩٩]^2 + [٢٠٧]^2 + \dots + [٢٢٢]^2}{٤} - \frac{(١٩٧٠)^2}{٤٠}$$

$$= \frac{٣٩٤٣٥٠}{٤} - ٩٧٠٢٢,٥$$

$$= ٩٨٥٨٧,٥ - ٩٧٠٢٢,٥$$

$$= ١٥٦٥,٠٠$$

٧– درجات الحرية بين المفحوصين = ن – ١

= ١٠ – ١

= ٩

٨ – التباين بين المفحوصين $= \frac{١٥٦٥}{٩}$

= ١٧٣,٨٩

٩ – مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) – [الخطوة (٣) + الخطوة (٦)]

= ٢٥٩٦١,٥٠ – [٧٥٥٣,١٠ – ١٥٦٥,٠٠]

= ١٦٨٤٣,٤٠

١٠ – درجات حـرية التفـاعل = الخطوة (٤) × الخطوة (٧)

= ٣ × ٩

= ٢٧

١١ – تبـايـن التفـــاعل $= \frac{١٦٨٤٣,٤٠}{٢٧}$

= ٦٢٣,٨٣

١٢ – علينا أن نحسب قيمة وحيده لـ «ف»

$$ف = \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (١١)}}$$

$$= \frac{٢٥١٧,٧٠}{٦٢٣,٨٣}$$

$$= ٤,٠٤$$

وعلينا أن نقارنها بالقيم الجدولية عند درجات حرية ٣ ، ٢٧ نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠٥, فقط وبالتالى توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الأداء للأطفال فى المراحل الأربع لبرنامج مفهوم الذات .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى جدول كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المعالجات (A)	٧٥٥٣,١٠	٣	٢٥١٧,٧٠		
بين المفحوصين (B)	١٥١٦,٠٠	٩	١٧٣,٨٩	٤,٠٤	,٠٥
التفاعل A × B	١٦٨٤٣,٤٠	٢٧	٦٢٣,٨٣		
المجموع الكلي	٢٥٩٦١,٥	٣٩			

الفصل السابع

التصميم العاملى ثنائى الاتجاه للقياسات المترابطة

تحليل التباين ثنائى الاتجاه للقياسات المتكررة

تحليل التباين ثنائي الاتجاه للقياسات المتكررة

(مجموعات مترابطة)

(ANOVA) Two - Factor Experiments with Repeated Measurements

مقدمـــة :

في هذه الحالة يكون لدينا مجموعة واحدة تم عليها تطبيق اختبار (أربع مرات على الأقل أو ست أو ثمان مرات) لقياس ظاهرة ما بعد وقوعها تحت تأثير متغيرين ينقسم كل منهما إلى مستويين على الأقل .

مثلما يكون لدينا متغيران هما درجة الحرارة (مرتفعة – منخفضة) وقوة الإضاءة (شديدة – عادية – منخفضة) ونود أن نكشف عن أثر هذين المتغيرين على تركيز الانتباه كما يقاس باختبار معين . وذلك عند وقوع مجموعة واحدة تحت تأثيرات التصنيفات المختلفة لمتغيري درجة الحرارة وقوة الإضاءة بمعنى أننا سوف نطبق عليها اختبار تركيز الانتباه ست مرات متتالية تبعا للأحوال الآتية :

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها شديدة

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها عادية

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها منخفضة

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها شديدة

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها عادية

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها منخفضة

وبذلك يكون لدينا تصميم تجريبي على النمط ٢ × ٣ وحيث أننا أمام مجموعة واحدة أو أمام ست مجموعات متكافئة (مختارة بالتناظر) نكون بحاجة إلى تحليل تباين لعينات غير مستقلة (مترابطة) كتصميم عاملي .

وبطبيعة الحال فإن التصميم يمكن أن يكون على النمط ٢ × ٤ أو ٣ × ٤ وذلك طبقاً لتقسيمات كل متغير من المتغيرات المستقلة .

طريقة التحليل :

وإذا أخذنا المتغير المستقل الأول « أ » (درجة الحرارة) له مستويان فقط (مرتفعة – منخفضة) والمتغير المستقل الثاني «ب» (الإضاءة) لها مستويان فقط

(شديدة - عادية) أى على اعتبار وجود متغيرين أ ، ب لكل منهما مستويان ولدينا مجموعة من المفحوصين نرمز لهم بالرموز $س_1$ ، $س_2$ ، $س_3$ ، $س_4$ ، $س_5$ ، ......

والجدول التالى يوضح تصميم على النمط ٢ × ٢ فى ضوء مستوى كل من المتغيرين أ ، ب

المتغير المستقل الأول (أ)

(درجة الحرارة)

المتغير المستقل الثانى (ب) (الإضاءة)

المتغير المستقل	مرتفعة $أ_1$	منخفضة $أ_2$
$ب_1$ شديدة ⋮	$س_1$ $س_2$ $س_3$ ⋮	$س_1$ $س_2$ $س_3$ ⋮
$ب_2$ عادية	$س_1$ $س_2$ $س_3$ ⋮	$س_1$ $س_2$ $س_3$ ⋮

ويلاحظ فى الجدول أن نفس الأفراد وقعوا فى كل خلية من خلاياه الأربع وعند تطبيق اختبار مثلا لتركيز الانتباه على هؤلاء الأفراد حينما يقعون فى الخلية الأولى أى حينما نجعل غرفتهم ذات حرارة مرتفعة وإضاءة شديدة فإنهم يحصلون على درجات نرمز لها على الترتيب

$س_1 أ_1 ب_1$ ، $س_2 أ_1 ب_1$ ، $س_3 أ_1 ب_1$ ، ....

وحينما نجعل العينة فى الخلية الرابعة أى حينما نجعل غرفتهم ذات حرارة منخفضة وإضاءة عادية فإنهم يحصلون على درجات فى اختبار تركيز الانتباه على الترتيب كما يلى :

$س_1 أ_2 ب_2$ ، $س_2 أ_2 ب_2$ ، $س_3 أ_2 ب_2$ ، $س_4 أ_2 ب_2$ ، ....

وعلينا أن نحسب ما يلى :

* مجمـوع درجات المفحـوصين جميعًا فى كل خليـة من الخلايا الأربع ، ويمكن أن نرمز لها بالرموز .

مجـ $س_{أ_1ب_1}$ ، مجـ $س_{أ_2ب_1}$ ، مجـ $س_{أ_1ب_2}$ ، مجـ $س_{أ_2ب_2}$

* مجموع الدرجات فى $أ_1$ عموما ويرمز لها بالرمز مجـ $س_{أ_1ب}$

* مجموع الدرجات فى $أ_2$ عموما ويرمز لها بالرمز مجـ $س_{أ_2ب}$

* مجموع الدرجات فى $ب_1$ عموما ويرمز لها بالرمز مجـ $س_{أب_1}$

* مجموع الدرجات فى $ب_2$ عموما ويرمز لها بالرمز مجـ $س_{أب_2}$

* مجموع درجات المفحوصين فى جميع التطبيقات ونرمز لها بالرمز مجـ س .

ونضع القيم السابقة فى داخل خلال الجدول السابق ونهاياته من جهتيه تبعًا للموقع المقصود بالجمع .

ثم علينا أن نحسب ما يلى :

* مجموع درجتى كل مفحوص فى $أ_1$ ونرمز لها بالرموز

مجـ $س_{1أ_1}$ ، مجـ $س_{2أ_1}$ ، مجـ $س_{3أ_1}$ ، ....

* مجموع درجتى كل مفحوص فى $أ_2$ ونرمز لها بالرموز

مجـ $س_{1أ_2}$ ، مجـ $س_{2أ_2}$ ، مجـ $س_{3أ_2}$ ، ....

* مجموع درجتى كل مفحوص فى $ب_1$ ونرمز لها بالرموز

مجـ $س_{1ب_1}$ ، مجـ $س_{2ب_1}$ ، مجـ $س_{3ب_1}$ ، ....

* مجموع درجتى كل مفحوص فى $ب_2$ ونرمز لها بالرمز

مجـ $س_{1ب_2}$ ، مجـ $س_{2ب_2}$ ، مجـ $س_{3ب_2}$ ، ....

* مجموع درجات كل مفحوص فى جميع التطبيقات ونرمز لها بالرموز

مجـ $س_{1أب}$ ، مجـ $س_{2أب}$ ، مجـ $س_{3أب}$

ونرصد ما سبق في جدول على الشكل :

مجموع درجتى المفحوص فى أ١	مجموع درجتى المفحوص فى أ٢	مجموع درجتى المفحوص فى ب١	مجموع درجتى المفحوص فى ب٢	مجموع درجات كل مفحوص فى جميع التطبيقات
$\text{مجـ}\ س_{١أ١}$	$\text{مجـ}\ س_{١أ٢}$	$\text{مجـ}\ س_{١ب١}$	$\text{مجـ}\ س_{١ب٢}$	$\text{مجـ}\ س_{١\text{أب}}$
$\text{مجـ}\ س_{٢أ١}$	$\text{مجـ}\ س_{٢أ٢}$	$\text{مجـ}\ س_{٢ب١}$	$\text{مجـ}\ س_{٢ب٢}$	$\text{مجـ}\ س_{٢\text{أب}}$
$\text{مجـ}\ س_{٣أ١}$	$\text{مجـ}\ س_{٣أ٢}$	$\text{مجـ}\ س_{٣ب١}$	$\text{مجـ}\ س_{٣ب٢}$	$\text{مجـ}\ س_{٣\text{أب}}$
$\text{مجـ}\ س_{٤أ١}$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$\vdots$				

ثم علينا توفير ما يلى :

أولاً : حساب مجموع مربعات الدرجات

$$= \left[س_{١أ١ب١}\right]^{٢} + \left[س_{٢أ١ب١}\right]^{٢} + \ldots\ldots$$

$$+ \left[س_{١أ٢ب١}\right]^{٢} + \left[س_{٢أ٢ب١}\right]^{٢} + \ldots\ldots$$

$$+ \left[س_{١أ١ب٢}\right]^{٢} + \left[س_{٢أ١ب٢}\right]^{٢} + \ldots\ldots$$

$$+ \left[س_{١أ٢ب٢}\right]^{٢} + \left[س_{٢أ٢ب٢}\right]^{٢} + \ldots\ldots$$

ثانيا : حساب المجموع لمربعات حاصل جمع الدرجات فى كل خلية من الخلايا وقسمته على عدد أفراد العينة «ن»

$$= \frac{\left[\text{مجـ}\ س_{أ١ب١}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ}\ س_{أ٢ب١}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ}\ س_{أ١ب٢}\right]^{٢} + \left[\text{مجـ}\ س_{أ٢ب٢}\right]^{٢}}{ن}$$

ثالثا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل A وقسمته على (عدد مستويات B × ن) .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{أ_1 ب}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{أ_2 ب}\right]^2}{\text{عدد مستويات } B \times \text{ن}}$$

رابعا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل B وقسمته على (عدد مستويات A × ن) .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{أ ب_1}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{أ ب_2}\right]^2}{\text{عدد مستويات } A \times \text{ن}}$$

خامسا: حساب المجموع لمربعات مجاميع درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل A وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل B .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١أ_1}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{١أ_ز}\right]^2 + \ldots + \left[\text{مجـ س}_{٢أ_1}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{٢أ_2}\right]^2 + \ldots}{\text{عدد مستويات المتغير } B}$$

سادسا: حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل B وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل A .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١ب_1}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{١ب_2}\right]^2 + \ldots + \left[\text{مجـ س}_{٢ب_1}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{٢ب_2}\right]^2 + \ldots}{\text{عدد مستويات المتغير } A}$$

سابعا : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص فى جميع التطبيقات وقسمته على عدد التطبيقات (عدد مستويات A × عدد مستويات B) .

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{١أب}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{٢أب}\right]^2 + \left[\text{مجـ س}_{٣أب}\right]^2 + \ldots}{\text{عدد مستويات } A \times \text{عدد مستويات } B}$$

ثامنا : حساب مربع مجموع درجات المفحوصين فى جميع التطبيقات وقسمته على عدد مستويات A × عدد مستويات B × عدد أفراد العينة .

$$= \frac{[\text{مجـ س}]^{٢}}{\text{عدد مستويات } A \times \text{عدد مستويات } B \times \text{ن}}$$

والآن فى التصميم العاملى بخصوص تحليل التباين ثنائى الاتجاه للعينات غير المستقلة (المترابطة) علينا حساب سبعة أنواع من مجموع المربعات لكل منها درجات حرية وتباين كما يلى :

١ – مجموع المربعات بين أفراد العينة (المفحوصين Subjects)

= الخطوة سابعا – الخطوة ثامنا

٢ – درجات الحرية بين أفراد االعينة = ن – ١

٣ – التباين بين أفراد العينة = $\frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$

٤ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول A

= الخطوة ثالثا – الخطوة ثامنا

٥ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

=عدد مستويات المتغير المستقل A –١

٦ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$

٧ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل B

= الخطوة رابعا – الخطوة ثامنا

٨ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى = عدد مستويات B –١

٩ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٨)}}$

١٠- مجموع المربعات الخاصة بتفاعل $A \times B$

= الخطوة ثانيا - الخطوة ثالثا - الخطوة رابعا + الخطوة ثامنا

١١- درجات حرية تفاعل $A \times B$

= (عدد مستويات A - ١) × (عدد مستويات B - ١)

١٢- تباين تفاعل $A \times B$ = $\frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

١٣- مجموع المربعات لتفاعل A مع الأفراد (Subjects) $A \times R$

= الخطوة خامسا - الخطوة ثالثا - الخطوة سابعا + الخطوة ثامنا

١٤- درجات حرية تفاعل $A \times R$ = (عدد مستويات A - ١) × (ن - ١) .

١٥- تباين تفاعل $A \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

١٦- مجموع المربعات لتفاعل B مع R (الأفراد)

= الخطوة سادسا - الخطوة رابعا - الخطوة سابعا + الخطوة ثامنا

١٧- درجات حرية تفاعل $B \times R$ = (عدد مستويات B - ١) × (ن - ١)

١٨- تباين تفاعل $B \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٦)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

١٩- مجموع مربعات تفاعل $A \times B \times R$

= الخطوة أولا - الخطوة ثانيا - الخطوة خامسا - الخطوة سادسا

- الخطوة ثامنا + الخطوة ثالثا + الخطوة رابعا + الخطوة سابعا

٢٠- درجات حرية تفاعل $A \times B \times R$

= (عدد تقسيمات A-١) × (عدد تقسيمات B - ١) × (ن - ١)

٢١- تباين تفاعل $A \times B \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٩)}}{\text{الخطوة (٢٠)}}$

٢٢- المجموع الكلى للمربعات = الخطوة أولا - الخطوة ثامنا

٢٣- درجات حرية المجموع الكلى

$= \left[(\text{عدد تقسيمات } A) \times (\text{عدد تقسيمات } B) \times \text{ن} \right] - ١$

وعلينا بعد ذلك أن نحسب فقط ثلاث قيم لـ « ف » كل منها له طريقة خاصة كما يلى :

ف$_{١}$ (للمتغير المستقل الأول) $= \dfrac{\text{الخطوة } (٦)}{\text{الخطوة } (١٥)}$

$= \dfrac{\text{تباين مستويات المتغير المستقل } A}{\text{تباين تفاعل } A \times R}$

بدرجات حرية الخطوة (٥) ، الخطوة (١٤) .

ف$_{٢}$ (للمتغير المستقل الثانى) $= \dfrac{\text{الخطوة } (٩)}{\text{الخطوة } (١٨)}$

$= \dfrac{\text{تباين مستويات المتغير المستقل } B}{\text{تباين تفاعل } B \times R}$

بدرجات حرية الخطوة (٨) ، والخطوة (١٧) .

ف$_{٣}$ (التفاعل $A \times B$) $= \dfrac{\text{الخطوة } (١٢)}{\text{الخطوة } (٢١)}$

$= \dfrac{\text{تباين تفاعل } A \times B}{\text{تباين تفاعل } A \times R \times B}$

بدرجات حرية الخطوة (١١) ، والخطوة (٢٠) .

مثال : فيما يلى درجات حالة القلق لدى مجموعة مكونة من ستة أشخاص عندما تم تعريضهم لمتغيرين الأول الحرارة (منخفضة – متوسطة – مرتفعة) والثانى موسيقى (صاخبة – هادئة) والمطلوب :

١ – الكشف عن التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الأول (الحرارة) على حالة القلق .

٢ – الكشف عن التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني (الموسيقى) على حالة القلق.

٣ – هل لتفاعل الحرارة والموسيقى أثر على حالة القلق ؟

حرارة منخفضة	موسيقى صاخبة	٤ ، ٦ ، ١ ، ٢ ، ٥ ، ١
	موسيقى هادئة	١ ، ٣ ، ٣ ، ١ ، ٥ ، ٢
حرارة متوسطة	موسيقى صاخبة	٥ ، ٨ ، ٦ ، ١٠ ، ١٠ ، ٧
	موسيقى هادئة	٤ ، ٦ ، ٥ ، ٤ ، ٦ ، ٨
حرارة مرتفعة	موسيقى صاخبة	٧ ، ١٠ ، ٥ ، ١٢ ، ١٠ ، ٨
	موسيقى هادئة	٢ ، ٦ ، ٤ ، ٧ ، ٥ ، ٧

الحل :

(الحرارة)

المتغير المستقل	منخفضة $أ_{١}$	متوسطة $أ_{٢}$	مرتفعة $أ_{٣}$	
صاخبة $ب_{١}$ (الموسيقى)	٤ $س_{أ١ب١١}$ ٦ ١ ٢ ٥ ١ مج $س_{أ١ب١}$ = ١٩	٥ $س_{أ٢ب١١}$ ٨ ٦ ١٠ ١٠ ٧ مج $س_{أ٢ب١}$ = ٤٦	٧ $س_{أ٣ب١١}$ ١٠ ٥ ١٢ ١٠ ٨ مج $س_{أ٣ب١}$ = ٥٢	مجموع الدرجات فى $ب_{١}$ مج $س_{ب١}$ = ١١٧
هادئة $ب_{٢}$	١ $س_{أ١ب٢١}$ ٢ ٣ ١ ٥ ٢ مج $س_{أ١ب٢}$ = ١٥	٤ $س_{أ٢ب٢١}$ ٦ ٥ ٤ ٦ ٨ مج $س_{أ٢ب٢}$ = ٣٣	٢ $س_{أ٣ب٢١}$ ٦ ٤ ٧ ٥ ٧ مج $س_{أ٣ب٢}$ = ٣١	مجموع الدرجات فى $ب_{٢}$ مج $س_{أب٢}$ = ٧٩
	مجموع الدرجات فى $أ_{١}$ مج $س_{أ١ب}$ = ٢٤	مجموع الدرجات فى $أ_{٢}$ مج $س_{أ٢ب}$ = ٧٩	مجموع الدرجات فى $أ_{٣}$ مج $س_{أ٣ب}$ = ٨٣	مج س = ١٩٦

مجموع درجتي المفحوص في أ١	مجموع درجتي المفحوص في أ٢	مجموع درجتي المفحوص في أ٣	مجموع درجات المفحوص في ب١	مجموع درجات المفحوص في ب٢	مجموع درجات المفحوص في جميع التطبيقات
مج س١ أ١ = ٥	مج س١ أ٢ = ٩	مج س١ أ٣ = ٩	مج س١ ب١ =١٦	مج س١ ب٢ = ٧	مج س١ أ ب = ٢٣
مج س٢ أ١ = ٩	مج س٢ أ٢ = ١٤	مج س٢ أ٣ = ١٦	مج س٢ ب١ =٢٤	مج س٢ ب٢ =١٥	مج س٢ أ ب = ٢٩
مج س٣ أ١ = ٤	مج س٣ أ٢ = ١١	مج س٣ أ٣ = ٩	مج س٣ ب١ =١٢	مج س٣ ب٢ =١٢	مج س٣ أ ب = ٢٤
مج س٤ أ١ = ٣	مج س٤ أ٢ = ١٤	مج س٤ أ٣ = ١٩	مج س٤ ب١ =٢٤	مج س٤ ب٢ =١٢	مج س٤ أ ب = ٣٦
مج س٥ أ١ = ١٠	مج س٥ أ٢ = ١٦	مج س٥ أ٣ = ١٥	مج س٥ ب١ = ٢٥	مج س٥ أ٢ = ١٦	مج س٥ أ ب = ٤١
مج س٦ أ١ = ٣	مج س٦ أ٢ = ١٥	مج س٦ أ٣ = ١٥	مج س٦ ب١ =١٦	مج س٦ أ٢ = ١٧	مج س٦ أ ب = ٣٢
					المجموع ١٩٦ مج س

ثم علينا توفير ما يلي :

أولاً : حساب مجموع مربعات الدرجات

$= [٤]^{٢} + [٦]^{٢} + ... + [١]^{٢}$

$+ [٥]^{٢} + [٨]^{٢} + ... + [٧]^{٢}$

$+ [٧]^{٢} + [١٠]^{٢} + ... + [٨]^{٢}$

$+ [١]^{٢} + [٣]^{٢} + ... + [٢]^{٢}$

$+ [٤]^{٢} + [٦]^{٢} + ... + [٨]^{٢}$

$+ [٢]^{٢} + [٦]^{٢} + ... + [٧]^{٢}$

$= ١٣٦٠$

ثانيــا : حساب المجموع لمربعات حاصل جمع الدرجات في كل خلية من الخلايا الست وقسمته على عدد أفراد العينة ن

$$= \frac{[١٩]^٢ + [٤٦]^٢ + [٥٢]^٢ + [١٥]^٢ + [٣٣]^٢ + [٣١]^٢}{٦}$$

$= ١٢٤٢,٦٧$

ثالثـا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل A وقسمته على (عدد مستويات B × ن) .

$$= \frac{[٣٤]^٢ + [٧٩]^٢ + [٨٣]^٢}{٢ \times ٦}$$

$= ١١٩٠,٥٠$

رابعا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل B وقسمته على (عدد مستويات A × ن) .

$$= \frac{[١١٧]^٢ + [٧٩]^٢}{٣ \times ٦}$$

$= ١١٠٧,٢٢$

خامسا: حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل A وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل B .

$$= \frac{[٥]^٢ + \ldots + [٣]^٢ + [٩]^٢ + \ldots + [١٥]^٢ + [٩]^٢ + \ldots + [١٥]^٢}{٢}$$

$= ١٢٧٢$

سادسا: حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل B وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل A .

$$= \frac{[١٦]^٢ + [٢٤]^٢ + \ldots + [١٦]^٢ + [٧]^٢ + [١٥]^٢ + \ldots + [١٧]^٢}{٣}$$

$= ١١٨٠$

سابعا : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص فى جميع التطبيقات وقسمته على عدد التطبيقات (عدد مستويات A × عدد مستويات B) .

$$= \frac{[\,٢٣\,]^{٢} + [\,٣٩\,]^{٢} + [\,٢٤\,]^{٢} + \ldots + [\,٣٣\,]^{٢}}{٢ \times ٣}$$

$$= ١١١٥,٣٣$$

ثامنا : حساب مربع مجموع درجات المفحوصين فى جميع التطبيقات وقسمته على عدد مستويات A × B عدد أفراد العينة .

$$= \frac{(١٩٦)^{٢}}{٣ \times ٢ \times ٦}$$

$$= ١٠٦٧,١١$$

والآن لإجراء التصميم العاملى ٣ × ٢ علينا حساب سبعة أنواع من مجموع المربعات لكل منها درجات حرية وتباين كما يلى :

١ – مجموع المربعات بين أفراد العينة .

= سابعاً – ثامنا

$$= ١١١٥,٣٣ - ١٠٦٧,١١$$

$$= ٤٨,٢٢$$

٢ – درجات الحرية بين أفراد العينة = ن – ١

$$= ٦ - ١$$

$$= ٥$$

٣ – التباين بين أفراد العينة $= \frac{٤٨,٢٢}{٥}$

$$= ٩,٦٤$$

٤ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول (درجات الحرارة)

= ثالثا – ثامنا

= ١١٩٠,٥٠ – ١٠٦٧,١١

= ١٢٣,٣٩

٥ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول = ٣ – ١

= ٢

٦ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{١٢٣,٣٩}{٢}$

= ٦١,٧٠

٧ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى (الموسيقى)

= رابعا – ثامنا

= ١١٠٧,٢٢ – ١٠٦٧,١١

= ٤٠,١١

٨ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى = ٢ –١

= ١

٩ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى= $\frac{٤٠,١١}{١}$

= ٤٠,١١

١٠– مجموع المربعات الخاصة بتفاعل $A \times B$

= ثانيا – ثالثا – رابعا + ثامنا

= ١٢٤٢,٦٧ – ١١٩٠,٥٠ – ١١٠٧,٢٢ + ١٠٦٧,١١

= ١٢,٠٦

١١- درجات حرية التفاعل A × B

= (عدد مستويات A -١) × (عدد مستويات B -١)

= ٢ × ١

= ٢

١٢- تباين تفاعل A × B = ٦,٠٣

١٣- مجموع المربعات لتفاعل A × R

= خامسا - ثالثا - سابعا + ثامنا

= ١٢٧٢ - ١١٩٠,٥٠ - ١١١٥,٣٣ + ١٠٦٧,١١

= ٣٣,٢٨

١٤- درجات حرية تفاعل A × R = (عدد مستويات A -١) × (ن - ١)

= ٢ × ٥

= ١٠

١٥- تباين تفاعل A × B = $\frac{٣٣,٢٨}{١٠}$

= ٣,٣٣

١٦- مجموع المربعات لتفاعل B × R

= سادسا - رابعا - سابعا + ثامنا

= ١١٨٠ - ١١٠٧,٢٢ - ١١١٥,٣٣ + ١٠٦٧,١١

= ٢٤,٥٦

١٧- درجات حرية التفاعل B × R = (عدد مستويات B - ١) × (ن - ١)

= ١ × ٥

= ٥

١٨ – تباين تفاعل $B \times R$ = $\frac{٢٤,٥٦}{٥}$

= ٤,٩١

١٩– مجموع مربعات تفاعل $A \times B \times R$

= أولا – ثانيا – خامسا – سادسا – ثامنا + ثالثا + رابعا + سابعا

= ١٣٦٠ – ١٢٤٢,٦٧ – ١٢٧٢ – ١١٨٠,٠٠ – ١٠٦٧,١١

+ ١١٩٠,٥٠ + ١١٠٧,٢٢ + ١١١٥,٣٣

= ١١,٢٧

٢٠– درجات حرية تفاعل $A \times B \times R$

= ٢ × ١ × ٥

= ١٠

٢١– تباين تفاعل $A \times B \times R$ = $\frac{١١,٢٧}{١٠}$

= ١,١٣

٢٢ – المجموع الكلى للمربعات = أولا – ثامنا

= ١٣٦٠ – ١٠٦٧,١١

= ٢٩٢,٨٩

٢٣ – درجات حرية المجموع الكلى =

= [(عدد تقسيمات A) × (عدد تقسيمات B) × ن] – ١

= ٣ × ٢ × ٦ – ١

= ٣٦ – ١

= ٣٥

وعلينا بعد ذلك أن نحسب ثلاث قيم فقط لـ « ف »

$$ف_١ \text{ (تأثير درجات الحرارة)} = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$$

$$= \frac{٦١,٧٠}{٣,٣٣}$$

$$= ١٨,٥٣$$

وعند درجات حرية ٢ ، ١٠ نجد القيمة السابقة دالة عند مستوى ٠١,

$$\text{نحسب } ف_٢ \text{ (تأثير الموسيقى)} = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٨)}}$$

$$= \frac{٤٠,١١}{٤,٩١}$$

$$= ٨,١٧$$

وعند درجات حرية ١ ، ٥ نجد أن القيمة السابقة دالة فقط عند مستوى ٠٥,

ونحسب ف$_٣$ (تأثير التفاعل بين درجات الحرارة والموسيقى)

$$= \frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (٢١)}}$$

$$= \frac{٦,٠٣}{١,١٣}$$

$$= ٥,٣٤$$

وعند درجات حرية ٢ ، ١٠ نجد أن القيمة السابقة دالة فقط عند مستوى ٠٥,

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في جدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المفحوصين (R)	٤٨,٢٢	٥	٩,٦٤		
بين مستويات الحرارة (A)	١٢٣,٣٩	٢	٦١,٧٠	١٨,٥٣	,٠١
بين مستويات الموسيقى (B)	٤٠,١١	١	٤٠,١١	٨,١٧	,٠٥
تفاعل A × B	١٢,٠٦	٢	٦,٠٣	٥,٣٤	,٠٥
تفاعل A × R	٣٣,٢٨	١٠	٣,٣٣		
تفاعل B × R	٢٤,٥٦	٥	٤,٩١		
تفاعل A × R × B	١١,٢٧	١٠	١,١٣		
الكلى	٢٩٢,٨٩	٣٥			

ويلاحظ أن هناك تأثيراً رئيسيا للمتغير المستقل الأول وهو درجات الحرارة أعلنت عنه الفروق الدالة عند مستوى ٠١,

كما أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٥, تشير إلى وجود تأثير رئيسى للمتغير المستقل الثانى وهو نوع الموسيقى .

كما أن هناك تفاعلاً بين درجات الحرارة ، ونوع الموسيقى له أثر على حالة القلق فى هذه المجموعة من البحث .

ويفسر التفاعل بنفس الطريقة التى كنا نفسر بها عند تناولنا للتصميم العاملى للمجموعات المستقلة فيما سبق.

وتأتى النتائج لتحليل التباين من هذا النوع كما هى بالشكل القادم لبيانات احد البحوث ، وذلك عند الاعتماد لى حرمة البرامج Spss-X.

* * * A N A L Y S I S   O F   V A R I A N C E * * *

PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE
by REGION REGION OF INTERVIEW
SEX
RACE

Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig of F
Main Effects	6700.371	10	670.037	4.007	.000
REGION	3569.855	8	446.232	2.669	.007
SEX	2.727	1	2.727	.016	.898
RACE	2476.838	1	2476.838	14.813	.000
2-Way Interactions	4473.061	17	263.121	1.574	.068
REGION SEX	1365.014	8	170.627	1.020	.420
REGION RACE	2785.131	8	348.141	2.082	.036
SEX RACE	366.033	1	366.033	2.189	.140
3-Way Interactions	1535.267	6	255.878	1.530	.167
REGION SEX RACE	1535.267	6	255.878	1.530	.167
Explained	12708.698	33	385.112	2.303	.000
Residual	70729.394	423	167.209		
Total	83438.092	456	182.978		

500 cases were processed.
43 cases (8.6 pct) were missing.

الفصل الثامن
التصميم المختلط

التصميم المختلط : Mixed Design

أو

التصميم ثنائي الاتجاه مع تكرار القياس على أحد العاملين

Two - Factor Experiments With Repeated Measurments on one Factor

مقدمة :

نفرض أن باحثاً فى حاجة إلى تصميم تجريبى يتضمن أربع أساليب للتعلم تحت تأثير مستويين مختلفين من الضوضاء . فإن الأمر يتطلب مجموعتين فى كل منها ، ن ، من الأفراد ، ويتم اختبار المجموعة الأولى أربع مرات (أربع محاولات للتعلم) وذلك تحت تأثير المستوى الأول من الضوضاء (أصوات عالية) ، وكذلك يتم اختبار المجموعة الثانية أربع مرات (أربع محاولات للتعلم) وذلك تحت تأثير المستوى الثانى من الضوضاء (أصوات خافتة) .

ويسمى أحيانا هذا النوع من التصميم بالتصميم المختلط Mixed Design ، وفيه يكون أحد العاملين عشوائيا (الضوضاء) ويتكرر القياس على العامل الاخر (أساليب التعلم) ، ويقصد بذلك أن كل مفحوص Subject يقع فى مستوى واحد فقط من مستويات الضوضاء ، بينما هذا الفرد أو المفحوص يقع فى جميع أساليب التعلم . ويكون هدف الباحث فى تصميمه هذا هو مثلا معرفة التأثير على عدد الكلمات المحفوظة من لغة أجنبية أو استرجاع الكلمات بعد فترة ، فيحسب له عدد الكلمات التى أمكن استرجاعها بعد فترة .

طريقة التحليل :

وتعتمد فكرة هذا التصميم على شيئين هما حساب مجموع المربعات بين الأفراد وحساب مجموع المربعات داخل الأفراد . وينشطر كل منهما إلى أجزاء :

(أ) مجموع المربعات بين الأفراد Between Subjects وتكون أجزاؤه هى مجموع المربعات بين الصفوف (R) ومجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) .

(ب) مجموع المربعات داخل الأفراد Within Subjects وتكون أجزاؤه مجموع المربعات للأعمدة (C) مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود(C × R) ومجموع المربعات ومجموع المربعات الخاصة بتفاعل العمود والأفراد داخل

مجموعات الصفوف(C × S/R) وحتى نتوصل للتأثير المطلوب على المتغير التابع وليكن عدد الكلمات المسترجعة بعد فترة علينا أن نحسب بعض القيم قبل أن نستخدم التصميم ، وعلى فرض أن البيانات جاءت على النحو الموضح بالجدول التالى :

المتغير المستقل		أساليب التعلم					
		الأفراد	أ	ب	جـ	د	المجموع
الضوضاء	أصوات عالية	١	س$_{١١١}$	س$_{٢١١}$	س$_{٣١١}$	س$_{٤١١}$	مجـ س$_{١١ض}$
		٢	س$_{١١٢}$	س$_{٢١٢}$	س$_{٣١٢}$	س$_{٤١٢}$	مجـ س$_{١٢ض}$
		٣	س$_{١١٣}$	س$_{٢١٣}$	س$_{٣١٣}$	س$_{٤١٣}$	مجـ س$_{١٣ض}$
			مجـ س$_{١١}$	مجـ س$_{٢١}$	مجـ س$_{٣١}$	مجـ س$_{٤١}$	مجـ س$_{١}$
	أصوات خافتة	١	س$_{١٢١}$	س$_{٢٢١}$	س$_{٣٢١}$	س$_{٤٢١}$	مجـ س$_{٢١ض}$
		٢	س$_{١٢٢}$	س$_{٢٢٢}$	س$_{٣٢٢}$	س$_{٤٢٢}$	مجـ س$_{٢٢ض}$
		٣	س$_{١٢٣}$	س$_{٢٢٣}$	س$_{٣٢٣}$	س$_{٤٢٣}$	مجـ س$_{٢٣ض}$
		المجموع	مجـ س$_{١٢}$	مجـ س$_{٢٢}$	مجـ س$_{٣٢}$	مجـ س$_{٤٢}$	مجـ س$_{٢}$
		المجموع	مجـ أ	مجـ ب	مجـ جـ	مجـ د	مجـ س

ويلاحظ فى الجدول أن المجموعة الأولى وقعت أمام الأصوات العالية وهى مكونة من ثلاثة مفحوصين وتكرر معهم استخدام أساليب التعلم وحصل كل فرد على درجة (س$_{١١١}$ ، س$_{٢١١}$ ، ...) فى كل أسلوب من الأساليب الأربعة ، وحسبنا مجموع درجات كل فرد أفقيا فى الأساليب الأربع مجـ س$_{١١}$ ، مجـ س$_{١٢}$ ، .... وكذلك حسبنا مجموع درجات الأفراد الثلاثة فى كل أسلوب على حدة .

ويلاحظ فى الجدول أيضا أن المجموعة الثانية وقعت أمام الأصوات الخافتة وهى مكونة أيضا من ثلاثة مفحوصين وتكرر معهم استخدام أساليب التعلم وحصل كل فـرد على درجـة (س$_{١٢١}$ ، س$_{٢٢١}$ ، س$_{٣٢١}$ ، ....) فى كل أسلوب من الأسـاليب الأربعة ، وحسبنا مجموع درجات كل فرد أفقيا فى الأساليب الأربع (مجـ س$_{٢١ ض}$ ،

مجـ $\text{س}_{\text{٢٢ ض}}$ ، . .) وكذلك حسبنا مجموع درجات الأفراد الثلاثة فى كل أسلوب على حدة .

ويلاحظ أيضا أننا حسبنا مجموع درجات المجموعتين معا فى كل أسلوب من أساليب التعلم ورمزنا للناتج بالرمز مجـ أ ، مجـ ب ، ..... وعند جمع المجاميع التى حسبت فى أسفل خلايا الجدول أو فى أقصى الجهة اليسرى من الجدول نجدها متساوية ونرمز لها بالرمز (مجـ س) وعلينا توفير الحسابات التالية :

أولاً : $\frac{١}{\text{عدد مستويات المتغير الأول } C}\left[(\text{مجـ س}_{\text{١١ض}})^{٢} + (\text{مجـ س}_{\text{١٢ض}})^{٢} + \dots (\text{مجـ س}_{\text{٢٢ض}})^{٢}\right]$

ثانيًا : $\frac{١}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة ن} \times \text{عدد مستويات } C}\left[(\text{مجـ س}_{١})^{٢} + (\text{مجـ س}_{٢})^{٢}\right]$

ثالثًا : $\frac{١}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة ن} \times \text{عدد مستويات المتغير الثانى } R}\left[(\text{مجـ أ})^{٢} + (\text{مجـ ب})^{٢} + (\text{مجـ جـ})^{٢} + (\text{مجـ د})^{٢}\right]$

رابعًا : $\frac{١}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة ن}}\left[(\text{مجـ س}_{١١})^{٢} + (\text{مجـ س}_{١٢})^{٢} + (\text{مجـ س}_{٢١})^{٢} + \dots\right]^{٢}$

خامسا : نحسب مجموع مربعات درجات الأفراد فى جميع مواقع الجدول

$$= (\text{س}_{١١١})^{٢} + (\text{س}_{٢١١})^{٢} + (\text{س}_{٣١١})^{٢} + \dots\dots\dots + (\text{س}_{٤١٢})^{٢} + (\text{س}_{١٢١})^{٢}$$

$$+ (\text{س}_{٢٢١})^{٢} + \dots\dots\dots \qquad \dots\dots\dots + (\text{س}_{٤٢٢})^{٢}$$

سادسا : احسب القيمة

$$\frac{(\text{مجـ س})^{2}}{\text{عدد الأفراد فى كل عينة ن} \times \text{عدد مستويات C} \times \text{عدد مستويات R}}$$

والآن نبدأ المعالجات الإحصائية لحساب التباين

١ – مجموع المربعات بين الأفراد Between Subjects

= الخطوة أولا – الخطوة سادسا .

٢ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى R

= الخطوة ثانيا – الخطوة سادسا .

٣ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى R

= عدد المستويات للمتغير الثانى–١ .

٤ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى (الضوضاء) = $\frac{\text{الخطوة (٢)}}{\text{الخطوة (٣)}}$

٥ – مجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) = الخطوة أولا – الخطوة ثانيا .

٦ – درجات الحرية داخل مجموعات الأفراد

= عدد مستويات المتغير المستقل الثانى × (ن – ١) .

٧ – تباين S/R = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

٨ – مجموع المربعات داخل الأفراد Within Subjects

= الخطوة خامسا – الخطوة أولا .

٩ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول أو الأعمدة (أساليب التعلم)

= الخطوة ثالثا – الخطوة سادسا .

١٠– درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول – ١ .

١١- التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول (بين الأعمدة) = $\frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

١٢- مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود $(R \times C)$

= الخطوة رابعا – الخطوة ثانيا – الخطوة ثالثا + الخطوة سادسا .

١٣- درجات حرية تفاعل $R \times C$ = (عدد مستويات المتغير المستقل الأول – ١) ×

(عدد مستويات المتغير المستقل الثانى – ١) .

١٤- تباين تفاعل $R \times C$ = $\frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (١٣)}}$

١٥- مجموع مربعات تفاعل العمود والأفراد داخل مجموعات الصفوف$(C \times S/R)$

= الخطوة خامساً – الخطوة أولا – الخطوة رابعا + الخطوة ثانيا .

١٦- درجات حرية تفاعل $C \times S/R$

= عدد مستويات المتغير المستقل الثانى R × (ن – ١) × (عدد مستويات المتغير المستقل الأول C – ١) .

١٧- تباين تفاعل $C \times S/R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٥)}}{\text{الخطوة (١٦)}}$

١٨- مجموع المربعات الكلى = خامسا – سادسا .

١٩ – درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= مجموع درجات الحرية السابقة جميعها .

٢٠- وللكشف عن التأثيرات فإننا سوف نحسب ثلاث قيم لـ ف ، كل منها يحسب بطريقة مختلفة .

ف$_1$ لتأثيرات الصف (المتغير المستقل الثانى أو الضوضاء) = $\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٧)}}$

بدرجات حرية الخطوة (٣) والخطوة (٦)

ف$_{٢}$ لتأثيرات العمود (المتغير المستقل الأول أو أساليب التعلم) = $\frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

بدرجات حرية الخطوة (١٠) والخطوة (١٦)

ف$_{٣}$ لتأثيرات تفاعل الصف والعمود = $\frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

بدرجات حرية الخطوة (١٣) والخطوة (١٦)

مثال : أراد باحث أن يكشف عن أثر متغيرين على قوة قبضة اليد (بوحدات معيارية معدلة) فإذا كان المتغير المستقل الأول هو دواء منشط له خمس مستويات (جرعة منخفضة جدا – جرعة منخفضة – جرعة متوسطة – جرعة عالية – جرعة عالية جدا) والمتغير المستقل الثانى هو الطقس (ط) وله مستويان (حار– بارد) .

والجدول التالى يوضح البيانات التى تم جمعها .

الطقس	الأفراد	النشـــــــــط					المجموع
		أ	ب	جـ	د	هـ	
بارد	١	٢	٧	٦	٧	٩	مجـ س$_{١١ط}$ = ٣١
	٢	٤	٣	٧	١٢	١٤	مجـ س$_{١٢ط}$ = ٤٠
	٣	٧	٦	٤	١٢	١٠	مجـ س$_{١٣ط}$ = ٣٩
	٤	١	٣	٣	٦	٦	مجـ س$_{١٤ط}$ = ١٩
	المجموع	مجـ س$_{١١}$ ١٤	مجـ س$_{٢١}$ ١٩	مجـ س$_{٣١}$ ٢٠	مجـ س$_{٤١}$ ٣٧	مجـ س$_{٥١}$ ٣٩	مجـ س$_{١}$ = ١٢٩
حار	١	٤	٤	٧	٩	١	مجـ س$_{٢١ط}$ = ٢٥
	٢	١٠	١٢	١٢	١٢	١٦	مجـ س$_{٢٢ط}$ = ٦٢
	٣	٨	٧	٨	١٢	١٠	مجـ س$_{٢٣ط}$ = ٤٥
	٤	٥	٧	٦	٧	٨	مجـ س$_{٢٤ط}$ = ٣٣
	المجموع	مجـ س$_{١٢}$ ٢٧	مجـ س$_{٢٢}$ ٣٠	مجـ س$_{٣٢}$ ٣٣	مجـ س$_{٤٢}$ ٤٠	مجـ س$_{٥٢}$ ٣٥	مجـ س$_{٢}$ = ١٦٥
	المجموع	مجـ أ ٤١	مجـ ب ٤٩	مجـ جـ ٥٣	مجـ د ٧٧	مجـ هـ ٧٤	مجـ س = ٢٩٤

فى الجدول السابق تم استيفاء المجاميع المطلوبة للتسهيل .

الحل : عدد مستويات المتغير الأول (المنشط C) = ٥

عدد أفراد كل عينة ن = ٤

عدد مستويات المتغير الثانى (الطقس R) = ٢

وعلينا توفير الحسابات التالية :

أولاً : $\frac{1}{\text{عدد مستويات } C}\left[\left(\text{مجـ س}_{11\text{ض}}\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_{12\text{ض}}\right)^2 + \dots + \left(\text{مجـ س}_{24\text{ض}}\right)^2\right]$

$$= \frac{1}{5}\left[(31)^2 + (40)^2 + \dots + (33)^2\right]$$

$$= 2405{,}20$$

ثانياً : $\frac{1}{\text{ن} \times \text{مستويات } C}\left[\left(\text{مجـ س}_{1}\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_{2}\right)^2\right]$

$$= \frac{1}{4 \times 5}\left[(129)^2 + (165)^2\right]$$

$$= 2193{,}30$$

ثالثاً : $\frac{1}{\text{ن} \times \text{مستويات } R}\left[\left(\text{مجـ أ}\right)^2 + \left(\text{مجـ ب}\right)^2 + \left(\text{مجـ جـ}\right)^2 + \dots\right]$

$$= \frac{1}{4 \times 2}\left[(41)^2 + (49)^2 + \dots + (74)^2\right]$$

$$= 2287{,}00$$

رابعاً : $\frac{1}{\text{ن}}\left[\left(\text{مجـ س}_{11}\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_{12}\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_{21}\right)^2 + \dots + \left(\text{مجـ س}_{52}\right)^2\right]$

$$= \frac{1}{4}\left[(14)^2 + (27)^2 + (19)^2 + (30)^2 + \dots + (35)^2\right]$$

$$= 2347{,}50$$

خامسا : نحسب مجموع مربعات درجات الأفراد فى جميع مواقع الجدول

$$= \left[\left(\text{س}_{111}\right)^2 + \left(\text{س}_{211}\right)^2 + \left(\text{س}_{311}\right)^2 + \dots + \left(\text{س}_{524}\right)^2\right]$$

$$= (2)^2 + (7)^2 + (6)^2 + (7)^2 + \dots + (8)^2$$

$$= 2664{,}00$$

سادسا : نحسب القيمة $\frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن} \times \text{مستويات } C \times \text{مستويات } R}$

$$= \frac{(٢٩٤)^{٢}}{٤ \times ٢ \times ٥}$$

= ٢١٦٠,٩٠

والآن نبدأ الاجراءات لحساب التباين

١ – مجموع المربعات بين الأفراد = أولا – سادسا

= ٢٤٠٥,٢٠ – ٢١٦٠,٩٠

= ٢٤٤,٣٠

٢ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى R = ثانيا – سادسا

= ٢١٩٣,٣٠ – ٢١٦٠,٩٠

= ٣٢,٤٠

٣ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى R= عدد مستويات R – ١

= ٢ – ١

= ١

٤ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى = $\frac{٣٢,٤٠}{١}$ = ٣٢,٤٠

٥ – مجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) = أولا – ثانيا

= ٢٤٠٥,٢٠ – ٢١٩٣,٣٠

= ٢١١,٩٠

٦ – درجات الحرية داخل مجموعات الأفراد = عدد مستويات R × (ن – ١)

= ٢ (٤ – ١)

= ٦

٧ – تباين S/R $= \frac{٢١١,٩٠}{٦}$

$= ٣٥,٣٢$

٨ – مجموع المربعات داخل الأفراد= خامسا – أولا

$= ٢٦٦٤,٠٠ - ٢٤٠٥,٢٠$

$= ٢٥٨,٨٠$

٩ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول (الأعمدة)

= ثالثا – سادسا

$= ٢٢٨٧,٠٠ - ٢١٦٠,٩٠$

$= ١٢٦,١٠$

١٠ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول = عدد مستويات C – ١

$= ٥ - ١$

$= ٤$

١١ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول $= \frac{١٢٦,١٠}{٤}$

$= ٣١,٥٣$

١٢ – مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود (R × C)

= رابعا – ثانيا – ثالثا + سادسا

$= ٢٣٤٧,٥٠ - ٢١٩٣,٣٠ - ٢٢٨٧,٠٠ + ٢١٦٠,٩٠$

$= ٢٨,١٠$

١٣ – درجات حرية تفاعل R × C

= عدد مستويات (C – ١) × عدد مستويات (R – ١)

$= (٥ - ١) \times (٢ - ١)$

$= ٤ \times ١ = ٤$

١٤ – تباين تفاعل R × C = $\frac{٢٨,١٠}{٤}$

= ٧,٠٣

١٥ – مجموع مربعات تفاعل العمود والأفراد داخل مجموعات الصفوف(C × S/R)

= خامسا – أولا – رابعا + ثانيا

= ٢٦٦٤,٠٠ – ٢٤٠٥,٢٠ – ٢٣٤٧,٥٠ + ٢١٩٣,٣٠

= ١٠٤,٦٠

١٦ – درجات حرية تفاعل C × S/R

= عدد مستويات R × (ن – ١) × (عدد مستويات C – ١)

= ٢ × (٤ – ١) × (٥ – ١)

= ٢ × ٣ × ٤

= ٢٤

١٧ – تباين تفاعل C × S/R = $\frac{١٠٤,٦٠}{٢٤}$

= ٤,٣٦

١٨ – مجموع المربعات الكلى = خامسا – سادسا

= ٢٦٦٤,٠٠ – ٢١٦٠,٩٠

= ٣٠٥,١٠

١٩ – درجات حرية مجموع المربعات الكلى = جميع درجات الحرية السابقة

= ١ + ٦ + ٤ + ٤ + ٢٤

= ٣٩

٢٠ – للكشف عن التأثيرات

$$\text{تأثير مستويات الطقس ف}_{١} = \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٧)}}$$

$$= \frac{٣٢,٤٠}{٣٥,٣٢}$$

$$= ,٩٢$$

وعند درجات حرية ١ ، ٦ نجد أن ف$_{١}$ غير دالة

وبالتالى لا يوجد اختلاف فى قوة قبضة اليد باختلاف حالة الطقس .

$$\text{تأثير مستويات المنشط ف}_{٢} = \frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

$$= \frac{٣١,٥٣}{٤,٣٦}$$

$$= ٧,٢٣$$

وعند درجات حرية ٤ ، ٢٤ نجد أن فيه ف$_{٢}$ دالة إحصائيا عند مستوى ٠١, ٠ .

وبالتالى توجد فروق بين قوة قبضة اليد باختلاف مستويات المنشط

$$\text{تأثيرات تفاعل الصف والعمود ف}_{٣} = \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

$$= \frac{٧,٠٣}{٤,٣٦}$$

$$= ١,٦١$$

وعند درجات حرية ٤ ، ٢٤ نجد أن ف$_{٣}$ غير دالة إحصائيا ، وبالتالى لا يوجد تأثير للتفاعل .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى جدول كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين الأفراد	٢٤٤,٣٠				
بين مستويات الطقس	٣٢,٤٠	١	٣٢,٤٠	,٩٢	غير دال
S / R	٢١١,٩٠	٦	٣٥,٣٢		
داخل الأفراد	٢٥٨,٨٠				
بين مستويات المنشط	١٢٦,١٠	٤	٣١,٥٣	٧,٩٣	,٠١
R × C	٢٨,١٠	٤	٧,٠٣	١,٦١	غير دال
C × S / R	١٠٤,٦٠	٢٤	٤,٣٦		
الكــلى	٥٠٣,١٠	٣٩			

الفصل التاسع

التصميم التام التعشية والتصميم الكامل العشوائية

التصميم التام التعشية

Complete Randomized Design

مقـــدمـــة :

عرضنا فيما سبق أسلوب تحليل التباين ثنائي الاتجاه ، ويلاحظ أنه كان يتوفر في كل خلية من خلايا التصنيف أكثر من فرد أو نقصد أكثر من مشاهدة أو ما يطلق عليه مشاهدات متكررة Repeated Observation . ولكن نفرض أن كل خلية من خلايا التصنيف اشتملت على فرد واحد أو مشاهدة واحدة أي درجة واحدة فقط داخل كل خلية .

مثال ذلك حينما يكون لدينا متغيران أحدهما الحالة الاقتصادية للطالب (مرتفعة – متوسطة – منخفضة) والثاني التخصص (علمي – أدبي) وبالتالي نكون أمام تصميم على النمط ٣ × ٢ وعلى اعتبار أن المتغير التابع هو الثقة بالنفس .

وإذا جاءت المستويات الخاصة بكل من المتغيرين شاملة ، أي مأخوذة جميعها في الاعتبار دون استثناء مستوى . ففي مثالنا السابق أخذنا ثلاثة مستويات للحالة الاقتصادية ولم نسقط منها مستوى ، وفي تخصصات المرحلة الثانوية العامة (الصف الثالث الثانوي) أخذنا التخصصين المعمول بهما في نظام التعليم الحالي . إننا لم نختر من بين مستويات المتغير المستقل الأول عشوائيا مستويين اقتصاديين تم الاكتفاء بهما (مرتفع – منخفض) فقط بل أخذنا المستويات الثلاثة بلا استثناء . وعلى اشتراط توفر درجة واحدة في الثقة بالنفس تخص طالب واحد في كل خلية من خلايا التصنيف ، أي يصبح لدينا ٦ درجات فقط ومع اشتراط تجانس الوحدات داخل الخلايا (تجانس الطلاب) بمعنى أن يكون الطلاب الذين يقعون تحت تأثير أي معالجة مشابها للطالب الذي يقع تحت تأثير أي معالجة مقياس أخرى ، وعند توفر ذلك يمكننا استخدام التصميم التام التعشية .

وهذا التصميم معد على أساس أن استخدامه يستلزم أن يكون الجدول المشتمل على ٦ خلايا مثلا في مثالنا السابق متجانسا تماما ، وهذا الفرض من الصعب تحقيقه عمليا وخاصة إذا كان عدد الأفراد كبيرا ، وهذا ما يجعل تفضيل استخدام هذا التصميم في تجارب المعامل وربما مع حيوانات التجارب أو مع المفردات التي يضمن التجانس بينها أو تكون بالفعل متجانسة . فإذا لم تكن المفردات متجانسة تماما فإن الفرق بين

الأفراد يدخل ضمن الخطأ التجريبى ويقلل من كفاءة التصميم .

طريقة التحليــل :

ويسير التصميم التام التعشية على النحو التالى :

نفرض أننا صنفنا البيانات طبقا للجدول التالى :

المتغير المستقل		الأول (الحالة الاقتصادية)			
		مرتفعة	متوسطة	منخفضة	
الثانى	علمى	$س_1$	$س_2$	$س_3$	المجموع د
التخصص	أدبى	$س_4$	$س_5$	$س_6$	المجموع هـ
		المجموع أ	المجموع ب	المجموع جـ	

يلاحظ أن $س_1$ ، $س_2$ ، $س_3$ ، .... هى درجات المفحوصين ، كما يلاحظ أن درجة كل مفحوص قد وضعت فى خلية .

وسوف نحاول فيما يلى التوصل إلى أربعة مصادر للتباين هى :

أولا : التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول .

ثانيا : التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى .

ثالثا : تباين الباقى . ومعنى الباقى يشير إلى البيانات التى تستخدم لإيجاد قيمة تقريبية للتباين مستقلة عن تأثير كل من المتغيرين المستقلين .

وللتوصل إلى ما سبق نسير كما يلى :

١ – احسب مجاميع الأعمدة وهى أ ، ب ، جـ على الترتيب .

٢ – احسب مجاميع الصفوف وهى د ، هـ على الترتيب .

٣ – احسب المجموع الكلى للدرجات $س_1 + س_2 + س_3 + س_4 + ...$

وارمز للناتج بالرمز مجـ **س** .

٤ – حدد عدد أفراد العينة الكلية ، **ن** ، وحدد كذلك عدد الأفراد لأى عمود $ن_1$ وعدد الأفراد لأى صف $ن_2$.

٥ – احسب مجموع المربعات بين الأعمدة (للمتغير المستقل الأول وهو الحالة الاقتصادية) .

$$= \frac{(أ)^2}{ن_1} + \frac{(ب)^2}{ن_2} + \frac{(جـ)^2}{ن_3} - \frac{(مجـ س)^2}{ن}$$

٦ – احسب درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول – ١ .

٧ – احسب التباين بين الأعمدة (مستويات المتغير المستقل الأول) = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

٨ – احسب مجموع المربعات بين الصفوف (للمتغير المستقل الثانى، وهو التخصص)

$$= \frac{(د)^2}{ن_1} + \frac{(هـ)^2}{ن_2} - \frac{(مجـ س)^2}{ن}$$

٩ – احسب درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى

= عدد مستويات المتغير المستقل الثانى – ١ .

١٠– احسب التباين بين الصفوف (مستويات المتغير المستقل الثانى) = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

١١– احسب مجموع المربعات الكلى

$$= (س_1)^2 + (س_2)^2 + (س_3)^2 + (س_4)^2 + \dots - \frac{(مجـ س)^2}{ن}$$

١٢– احسب درجات الحرية لمجموع المربعات الكلى = ن – ١

١٣– احسب مجموع مربعات الباقى

= مجموع المربعات الكلى – (مجموع المربعات للمتغير المستقل الأول

+ مجموع المربعات للمتغير المستقل الثانى)

= الخطوة (١١) – [الخطوة (٥) + الخطوة (٨)]

١٤– احسب درجات حرية الباقى = ن – ($ن_1$ + $ن_2$)

١٥- احسب تباين الباقى = $\frac{\text{الخطوة (١٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

١٦- للكشف عن الفروق تبعا لمستويات المتغير المستقل الأول

احسب $ف_{١}$ = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$

بدرجات حرية الخطوة (٦) ، الخطوة (١٤)

١٧- للكشف عن الفروق تبعا لمستويات المتغير المستقل الثانى

احسب $ف_{٢}$ = $\frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$

بدرجات حرية الخطوة (٩) ، الخطوة (١٤)

مثال : فيما يلى عدد السنوات التى بعدها يصبح المقعد فى المدرسة تالفا ، وذلك مع اختلاف نوع المقعد واختلاف المرحلة التعليمية ، وعند أخذ عدد سنوات مقعد واحد فى كل خلية من خلايا التصنيف .

المتغير المستقل		نوع المقعد				
		الأول	الثانى	الثالث	الرابع	
المرحلة التعليمية	ابتدائى	٥	٤	٣	٤	المجموع هـ = ١٦
	إعدادى	٣	٤	٣	٣	المجموع و = ١٣
	ثانوى	٤	٢	٢	٢	المجموع ز = ١٠
		المجموع أ ١٢	المجموع ب ١٠	المجموع جـ ٨	المجموع د ٩	

هل هناك فرق له دلالة إحصائية فى فترة التحمل بين أنواع المقاعد ؟

وهل هناك فرق له دلالة إحصائية فى فترة التحمل بين المراحل التعليمية ؟

الحل : يلاحظ أن

١ - أ = ١٢ ، ب = ١٠ ، جـ = ٨ ، د = ٩ وهى مجاميع الأعمدة .

٢ – هـ = ١٦ ، و = ١٣ ، ز = ١٠ وهى مجاميع الصفوف .

٣ – المجموع الكلى للدرجات مجـ س = ٣٩

٤ – عدد أفراد العينة الكلية ن = ١٢

عدد أفراد أى عمود ن١ = ٣

عدد أفراد أى صف ن٢ = ٤

٥ – مجموع المربعات بين أنواع المقاعد

$$= \frac{(١٢)^٢}{٣} + \frac{(١٠)^٢}{٣} + \frac{(٨)^٢}{٣} + \frac{(٩)^٢}{٣} - \frac{(٣٩)^٢}{١٢}$$

$$= ١٢٩,٦٧ - ١٢٦,٧٥$$

$$= ٢,٩٢$$

٦ – درجات الحرية بين أنواع المقاعد = ٤ – ١

= ٣

٧ – التباين بين أنواع المقاعد $= \frac{٢,٩٢}{٣}$

= ,٩٧

٨ – مجموع المربعات بين المراحل التعليمية

$$= \frac{(١٦)^٢}{٤} + \frac{(١٣)^٢}{٤} + \frac{(١٠)^٢}{٤} - \frac{(٣٩)^٢}{١٢}$$

$$= ٤,٥$$

٩– درجات الحرية بين المراحل التعليمية = ٣ – ١

= ٢

١٠ – التباين بين المراحل التعليمية $= \frac{٤,٥}{٢}$

= ٢,٢٥

١١ – مجموع المربعات الكلى

$$= (٥)^٢ + (٤)^٢ + ...$$

$$+ (٣)^٢ + (٤)^٢ + ..$$

$$+ (٤)^٢ + (٢)^٢ + ... - \frac{(١٣٩)^٢}{١٢}$$

$$= ١٣٧ - ١٢٦,٧٥$$

$$= ١٠,٢٥$$

١٢- درجات حرية مجموع المربعات الكلى = ١٢ - ١

= ١١

١٣ - مجموع مربعات الباقى = الخطوة (١١) - [الخطوة (٥) + الخطوة (٨)]

$$= ١٠,٢٥ - [٢,٩٢ + ٤,٥]$$

$$= ٢,٨٣$$

١٤ - درجات حرية الباقى = ١٢ - (٤ + ٣)

= ٥

١٥ - تباين الباقى $= \frac{٢,٨٣}{٥}$

$= ,٥٧$

١٦ - $ف_١ = \frac{,٩٧}{,٥٧} = ١,٧٠$

وعند درجات حرية ٣ ، ٥ نجد أن قيمة $ف_١$ غير دالة إحصائيا .

١٧ - $ف_٢ = \frac{٢,٢٥}{,٥٧} = ٣,٩٥$

وعند درجات حرية ٢ ، ٥ نجد أن القيمة $ف_٢$ غير دالة إحصائيا .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
نوع المقعد	٢,٩٢	٣	,٩٧	١,٧٠	غير دال
المرحلة التعليمية	٤,٥٠	٢	٢,٢٥	٣,٩٥	غير دال
البـاقى	٢,٨٣	٥	,٥٧		
الـكلى	١٠,٢٥	١١			

ويتضح من الناتج السابق أنه لا يوجد اختلاف بين عدد سنوات التحمل باختلاف نوع المقعد أو المرحلة التعليمية .

التصميم الكامل العشوائية Randomized Block Design

كنا نستخدم التصميم التام التعشية حينما يكون لدينا تصنيف ثنائى ، وجاءت المستويات الخاصة بكل من المتغيرين المستقلين شاملة ، أى مأخوذة جميعها دون استثناء مستوى أو أكثر لأحد المتغيرين المستقلين أو كلاهما ، ولكن نفرض لسبب أو لاخر استبعد عشوائيا مستوى أو أكثر من مستويات أحد المتغيرين المستقلين ، مثل استبعاد المرحلة الإعدادية فى المثال الذى عرضناه فى التصميم التام التعشية .. عند ذلك سوف يتوفر تصميم على النمط ٤ × ٢ وليس ٤ × ٣ كما كان وسوف يتوفر عدد سنوات لمقعد واحد فى كل خلية ونكون هنا أمام قطاعات كاملة العشوائية نستخدم معها نفس الأسلوب الإحصائى بخطواته فى التصميم التام التعشية والفرق هنا واضح أنه فرق فقط فى التسمية ، فبدلا من قولنا : إننا أمام تصميم تام التعشية نقول فى حالتنا الآن : إننا أمام قطاع كامل العشوائية ، أو تصميم كامل العشوائية .

ويتفق Ferguson and Takane وMyers فى أن الغرض من التصميم الكامل العشوائية هو تخفيض Reduce حجم الخطأ المستخدم فى مقام نسبة «ف» الذى كان فى تصميم الأثر الثابت Fixed Model يعبر عنه بالتباين داخل المجموعات وبتلك الوسيلة أو الأسلوب الجديد (الحالى) . نزيد احتمالية أو يصبح هناك أرجحية Likelihood للحصول على دلالة للفروق .

الفصل العاشر

تحليل التباين
بعوامل متشابكة

تحليل التباين للتجارب بعوامل متشابكة (هرمية)

Experiments With Nested Factors

مقدمـــة :

علمنا فيما سبق أنه إذا كان لدينا متغيران : **الأول** : طريقة التدريس (أسلوب أ١ ، أسلوب أ٢) . **والثانى** : مرحلة النمو (طفولة وسطى ح١ ، طفولة متأخرة ح٢) .

بحيث يتم استخدام طريقة التدريس الأولى أ١ مع أفراد فى مرحلتى النمو وكذا نستخدم طريقة التدريس الثانية مع أفراد اخرين فى نفس مرحلتى النمو ، ونحاول الكشف عن التحصيل الدراسى كمتغير تابع . فإننا نكون أمام تصميم عاملى على النمط ٢ × ٢ وكان شكل جدوله يمكن أن يكون على النحو التالى :

طريقة التدريس أ١		طريقة التدريس أ٢	
مرحلة ح١	مرحلة ح٢	مرحلة ح١	مرحلة ح٢

وكنا نقول : إن مرحلة النمو متشابكة تشابكاً تاما مع طريقة التدريس .

ولكن نفرض أن لدى الباحث فعلاً طريقتين للتدريس أ١ ، أ٢ وسوف يستخدم طريقة التدريس الأولى أ١ مع أفراد من مرحلتى الطفولة (الوسطى ح١ ، والمتأخرة ح٢) أما طريقة التدريس الثانية أ٢ فسوف يستخدمها مع أفراد مرحلة تالية وهى (المراهقة المبكرة ح٣ ، والمراهقة الوسطى ح٤) ويحاول أن يكشف عن التحصيل الدراسى كمتغير تابع . فى هذه الحالة نجد أن طريقة التدريس الأولى انصبت على مجموعتين من الأطفال بينما طريقة التدريس الثانية فلم تنصب على أطفال فى نفس المرحلتين بل على مجموعتين من المراهقين ، عند ذلك نقول : إننا لسنا أمام تصميم عاملى ٢ × ٢ كما كنا بل إننا أمام نوع اخر مختلف من التصميمات ، لأن مرحلة النمو

لم يبق تشابكها تاما مع المتغير التجريبى (طريقة التدريس).ويقال لمتغير مرحلة النمو: إنه متغير متشابك Nested فقط ، وليس تام التشابك ونكون أمام تصميم يوضحه الجدول التالى :

طريقة التدريس $أ_1$		طريقة التدريس $أ_2$	
مرحلة $ح_1$	مرحلة $ح_2$	مرحلة $ح_3$	مرحلة $ح_4$

ويسمى التصميم التجريبى فى هذه الحالة بالتصميم المتشابك Nested Design أو التصميم الهرمى Hierarchical Design .

ويمكن أن يأتى عرض الجدولين السابقين بطريقة أخرى كما يلى :

(فى حالة التصميم العاملى المعتاد)

المتغير المستقل		طريقة التدريس	
		$أ_1$	$أ_2$
مرحلة النمو	$ح_2$		
	$ح_1$		

(فى حالة التصميم بعامل متشابك)

المتغير المستقل		طريقة التدريس		
مرحلة النمو	$ح_1$		$ح_3$	
	$ح_2$		$ح_4$	

ويتضح من الشكل الموجود على اليمين الذى يمثل التصميم العشوائى الكامل أن طريقتى التدريس استخدمتا مع مرحلتى النمو ($ح_1$ ، $ح_2$) بينما فى الشكل الأيسر الذى يوضح التصميم المتشابك أو الهرمى نجد استخدام طريقة التدريس الأولى مع مرحلتى النمو $ح_1$ ، $ح_2$ واستخدام طريقة التدريس الثانية مع مرحلتى نمو أخريين هى $ح_3$ ، $ح_4$.

ولذلك فبينما كنا نجد تفاعل Intercation بين طريقة التدريس ومرحلة النمو فى التصميم العاملى المعتاد ، فإننا لن نجد ذلك التفاعل بين طريقة التدريس ومرحلة

النمو فى التصميم المتشابك ؛ لأن طريقة التدريس لا تتقاطع Crossed مع مرحلة النمو، ويمنع وجود التشابك التام بين طريقة التدريس ومرحلة النمو ظهور التفاعل بين هذين المتغيرين ، وفى مثل هذه التصميمات نعتمد على مسلمة أن التفاعل إما صفر أو مهملا . Interaction is Either o or Negligible

وفى التصميم المتشابك أو الهرمى السابق عرضه يكون المتغير المستقل أو العامل الأول هو طريقة التدريس ، والمتغير التابع هو التحصيل ، ونظراً لأن المجموعات المختلفة مستقلة عن بعضها البعض ، فإن المجموعات (الأفراد فى كل مرحلة نمو) تعد عاملاً متشابكاً .

وتكون مصادر تباين درجات التحصيل هى العامل المستقل الأول (طريقة التدريس) والعامل المستقل الثانى الذى سميناه العامل المتشابك Nested Factor والتباين داخل المجموعات أو ما نسميه داخل الخلايا within Cells . وفى المثال الذى أوضحناه كنا أمام تأثير عشوائى للعامل المتشابك وليس تأثيراً ثابتاً Fixed أى أن المجموعات فى كل طريقة من طرق التدريس تم انتقاؤها عشوائيا .

طريقة التحليل :

وللكشف عن تأثير طريقة التدريس على التحصيل وتأثير العامل المتشابك (مرحلة النمو) على التحصيل ، فإننا نسير فى عدد من الخطوات مبتدئين برصد البيانات فى جدول كالموضح فيما بعد ، وعلى اعتبار وجود طريقتين للتدريس هى $أ_١$ ، $أ_٢$ مع الاعتماد على ست مراحل للنمو هى :

$ح_١$ الطفولة الوسطى - $ح_٢$ الطفولة المتأخرة - $ح_٣$ المراهقة المبكرة

$ح_٤$ المراهقة الوسطى - $ح_٥$ المراهقة المتأخرة - $ح_٦$ الشباب

علينا رصد درجات التحصيل داخل خلايا الجدول :

طريقة التدريس	أ$_{١}$			أ$_{١}$		
مرحلة النمو	ح$_{١}$	ح$_{٢}$	ح$_{٣}$	ح$_{٤}$	ح$_{٥}$	ح$_{٦}$
	س$_{١١١}$	س$_{٢١١}$	س$_{٣١١}$	س$_{٤٢١}$	س$_{٥٢١}$	س$_{٦٢١}$
	س$_{١١٢}$	س$_{٢١٢}$	س$_{٣١٢}$	س$_{٤٢٢}$	س$_{٥٢٢}$	س$_{٦٢٢}$
	س$_{١١٣}$	س$_{٢١٣}$		س$_{٤٢٣}$	س$_{٥٢٣}$	س$_{٦٢٣}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	س$_{١١ن}$	س$_{٢١ن}$	س$_{٣١ن}$	س$_{٤٢ن}$	س$_{٥٢ن}$	س$_{٦٢ن}$
	مجـ س$_{١١}$	مجـ س$_{٢١}$	مجـ س$_{٣١}$	مجـ س$_{٤٢}$	مجـ س$_{٥٢}$	مجـ س$_{٦٢}$
		مجـ س$_{١}$			مجـ س$_{٢}$	
			مجـ س			

ونحسب مجموع درجات كل مجموعة من المجموعات وتكون على التوالى :

مجـ س$_{١١}$ ، مجـ س$_{٢١}$ ، مجـ س$_{٣١}$ ، مجـ س$_{٤٢}$ ، .....

وكذلك نحسب المجموع الكلى لدرجات كل طريقة (جمع درجات جميع مجموعاتها) وتكون :

مجـ س$_{١}$ ، للطريقة الأولى فى التدريس ،

مجـ س$_{٢}$ ، للطريقة الثانية فى التدريس

وكذلك نحسب مجموع كل الدرجات فى جميع المجموعات بلا استثناء ونرمز للناتج بالرمز مجـ س

وإذا كان عدد أفراد كل مجموعة (عدد الأفراد فى كل مرحلة نمو) هو ن

وعدد طرق التدريس هو عدد تقسيمات (مستويات) A

وعـدد المجمـوعـات (عـدد مـراحل النمـو تحت أى مسـتـوى من A) هـو عـدد نقسيمـات (مستويات) B

نبدأ بحساب ما يلى :

أولاً : $\dfrac{١}{ن \times \text{عدد تقسيمات } B}\left[\left(\text{مجـ س}_{١}\right)^{٢} + \left(\text{مجـ س}_{٢}\right)^{٢}\right]$

ثانياً : $\dfrac{١}{ن}\left[\left(\text{مجـ س}_{١١}\right)^{٢} + \left(\text{مجـ س}_{٢١}\right)^{٢} + \dots + \left(\text{مجـ س}_{٦٢}\right)^{٢}\right]$

ثالثاً : نحسب مجموع مربعات درجات المفحوصين فى كل مواقع التصميم

$$\left[\left(\text{س}_{١١١}\right)^{٢} + \left(\text{س}_{١١٢}\right)^{٢} + \dots + \left(\text{س}_{ن٣١}\right)^{٢} + \left(\text{س}_{٤٢١}\right)^{٢} + \dots + \left(\text{س}_{ن٦٢}\right)^{٢}\right]$$

رابعاً : نحسب القيمة $\dfrac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{ن \times \text{عدد تقسيمات } A \times \text{عدد تقسيمات } B}$

تذكر أن عدد تقسيمات B هى عدد تقسيمات B تحت أى مستوى من مستويات A

ولحساب التباين للعوامل فأننا :

١ – نحسب مجموع المربعات بخصوص المتغير المستقل A = أولاً – رابعاً

٢ – درجات الحرية بخصوص المتغير المستقل A = عدد مستويات A – ١

٣ – تباين الدرجات نتيجة المتغير المستقل A = $\dfrac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$

٤ – نحسب مجموع المربعات بخصوص المتغير المتشابك B = ثانياً – أولاً

٥ – درجات الحرية بخصوص المتغير المتشابك

= عدد تقسيمات A × (عدد تقسيمات B – ١)

٦ – تباين الدرجات نتيجة المتغير المتشابك B = $\dfrac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$

٧ – نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات (داخل الخلايا) = ثالثاً – ثانياً

٨ – درجات الحرية داخل المجموعات

= عدد تقسيمات A × عدد تقسيمات B × (ن – ١)

٩ – التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٨)}}$

١٠ – مجموعة المربعات الكلي = ثالثاً – رابعاً

١١ – درجات حرية مجموع المربعات الكلى = مجموع درجات الحرية السابقة .

خطوة (٢) + خطوة (٥) + خطوة (٨)

١٢ – وعلينا حساب قيمتين لـ « ف » لكل منهما طريقته

تأثير طريقة التدريس على التحصيل $ف_١$ = $\frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

بدرجات حرية الخطوة (٢) ، الخطوة (٥)

تأثير العامل المتشابك (مراحل النمو) $ف_١$ = $\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

بدرجات حرية الخطوة (٥) ، الخطوة (٦)

مثال : فى الجدول التالى درجات تحصيل ٦ مجموعات مختلفة ، عندما تمت دراستهم باستخدام ثلاث طرق للتدريس ، طبقت كل طريقة على مجموعتين من مرحلتين للعمر مختلفتين تحقق من صحة الفروض التالية :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى التحصيل باختلاف طريقة التدريس »

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى التحصيل باختلاف مرحلة العمر »

طريقة التدريس	الأولى $أ_1$		الثانية $أ_2$		الثالثة $أ_3$	
مرحلة العمر	$ح_1$ ١١- أقل من ١٢سنة	$ح_2$ ١٢- أقل من ١٣سنة	$ح_3$ ١٣- أقل من ١٤سنة	$ح_4$ ١٤- أقل من ١٥سنة	$ح_5$ ١٥- أقل من ١٦سنة	$ح_6$ ١٦- أقل من ١٧سنة
	٧	٥	٢١	٢٤	٣١	٣٤
	٩	٤	٣٣	٣١	٤٢	٣٩
	٦	١٦	١٤	١٤	٥٦	٢٦
	٤	١٣	١٦	١٠	٤٢	١٣
	١١	١٤	١٠	١٩	١٨	٢٤
	١٢	١٠	١٠	١٨	٢١	٢٨
	مجـ $س_{11}$ = ٤٩	مجـ $س_{21}$ = ٦٢	مجـ $س_{32}$ = ١٠٤	مجـ $س_{42}$ = ١١٦	مجـ $س_{53}$ = ٢١٠	مجـ $س_{63}$ = ١٦٤
	مجـ $س_1$ = ١١١		مجـ $س_2$ = ٢٢٠		مجـ $س_3$ = ٣٧٤	
	مجـ س = ٧٠٥					

بطبيعة الحال فسوف نعطى بيانات الجدول بدون قيم المجاميع التى أدرجت فيه حتى لا تكرر كتابة الجدول ثانية عند إجرائها .

ويلاحظ أن عدد أفراد كل مجموعة فى مرحلة عمرية ن = ٦

عدد تقسيمات أو مستويات A = ٣

عدد تقسيمات أو مستويات B (تحت أى مستوى من مستويات A) = ٢

ونبدأ بتوفير الحسابات التالية :

أولاً : $\frac{1}{\text{ن} \times \text{عدد تقسيمات B}}\left[\left(\text{مجـ س}_1\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_2\right)^2 + \left(\text{مجـ س}_3\right)^2\right]$

$= \frac{1}{6 \times 2}\left[\left(111\right)^2 + \left(220\right)^2 + \left(374\right)^2\right]$

$= 16716{,}42$

ثانياً : $\frac{١}{ن}\Big[(مجـ س_{١١})^{٢} + (مجـ س_{٢١})^{٢} + (مجـ س_{٣٢})^{٢} + (مجـ س_{٤٢})^{٢}$

$+ (مجـ س_{٥٣})^{٢} + (مجـ س_{٦٣})^{٢}\Big]$

$= \frac{١}{٦}\Big[(٤٩)^{٢} + (٦٢)^{٢} + (١٠٤)^{٢} + (١١٦)^{٢} + (٢١٠)^{٢} + (١٦٤)^{٢}\Big]$

$= ١٦٩١٨,٨٣$

ثالثا : مجموع مربعات درجات المفحوصين في كل مواقع التصميم

$= \Big[(٧)^{٢} + (٩)^{٢} + (٦)^{٢} + \dots + (١٠)^{٢} + (٢١)^{٢} + (٣٣)^{٢} + \dots$

$+ (١٨)^{٢} + (٣١)^{٢} + \dots + (٢٨)^{٢}\Big]$

$= ١٩١٨١,٠٠$

رابعاً : تحسب القيمة $\frac{(مجـ س)^{٢}}{ن \times \text{عدد تقسيمات } A \times \text{عدد تقسيمات } B}$

$= \frac{(٧٠٥)^{٢}}{٦ \times ٣ \times ٢}$

$= ١٣٨٠٦,٢٥$

ثم علينا حساب التباين للعوامل كما يلي :

١ – مجموع المربعات المتغير المستقل الأول = أولا – رابعا

$= ١٦٧١٦,٤٢ - ١٣٨٠٦,٢٥$

$= ٢٩١٠,١٧$

٢ – درجات الحرية بخصوص المتغير المستقل الأول = ٣ – ١

$= ٢$

٣ – تباين الدرجات نتيجة المتغير المستقل الأول = $\frac{٢٩١٠,١٧}{٢}$

= ١٤٥٥,٠٩

٤ – مجموع المربعات بخصوص المتغير المتشابك = ثانيا – أولا

= ١٦٩١٨,٨٣ – ١٦٧١٦,٤٢

= ٢٠٢,٤١

٥ – درجات الحرية بخصوص المتغير المتشابك

= عدد تقسيمات A × (عدد تقسيمات B – ١)

= ٣ (٢ – ١)

= ٣

٦ – تباين الدرجات بخصوص المتغير المتشابك = $\frac{٢٠٢,٤١}{٣}$ = ٦٧,٤٧

٧ – مجموع المربعات داخل المجموعات = ثالثا – ثانيا

= ١٩١٨١,٠٠ – ١٦٩١٨,٨٣

= ٢٢٦٢,١٧

٨ – درجات الحرية داخل المجموعات = ٣ × ٢ × (٦ – ١)

= ٦ × ٥

= ٣٠

٩ – التباين داخل المجموعات = $\frac{٢٢٦٢,١٧}{٣٠}$

= ٧٥,٤١

١٠ – مجموع المربعات الكلى = ثالثا – رابعا

= ١٩١٨١,٠٠ – ١٣٨٠٦,٢٥

= ٥٣٧٤,٧٥

١١ - درجات حرية مجموع المربعات الكلى = ٢ + ٣ + ٣٠

= ٣٥

١٢ - علينا حساب قيمة « ف »

$$ف_{١} = \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}}$$

$$ف_{١} = \frac{١٤٥٥,٠٩}{٦٧,٤٧}$$

$$= ٢١,٥٧$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٣٠ أى أن $ف_{١}$ دالة عند مستوى ٠١,

$$ف_{٢} = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٩)}}$$

$$= \frac{٦٧,٤٧}{٧٥,٤١}$$

$$= ,٨٩$$

وعند درجات حرية ٣ ، ٣٠ نجد أن قيمة $ف_{٢}$ غير دالة إحصائيا ، وعلينا أن نلخص النتائج فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
المتغير المستقل الأول (التأثير الرئيسى)	٢٩١٠,١٧	٢	١٤٥٥,٠٩	٢١,٥٧	٠١,
المتغير المتشابك	٢٠٢,٤١	٣	٦٧,٤٧	,٨٩	غير دالة
داخل المجموعات	٢٢٦٢,١٧	٣٠	٧٥,٤١		
الكلى	٥٣٧٤,٧٥	٣٥			

ويلاحظ تأثير المتغير التجريبى (طرق التدريس) حيث جاءت قيمة « ف » دالة إحصائيا عند مستوى ٠١,

إلا أن المتغير المتشابك ليس له تأثير على تحصيل الطلاب حيث أن قيمة « ف » اتضح أنها غير دالة إحصائيا .

وعلى أيه حال فإن استخدام المتغير أو العامل المتشابك Nested يضع أيضا فى إمكاننا إجراء التجربة جميعها فى نفس الوقت أو فى وقت واحد ، ورغم هذه الميزة للتصميم المتشابك فإن ما تفتقده ظروف هذا التصميم هو عدم توفر التشابك التام الذى لا يمكننا من حساب التفاعل .

ويمكن إدخال أكثر من متغير متشابك فى نفس التجربة أو التصميم الواحد ، وبالتالى نصل إلى تصميم متشابك من درجات أعلى .

مثال : فيما يلى بيانات خاصة بدافع الإنجاز لدى صغار السن :

بعد استخدام برنامجين مختلفين ، طبق كل برنامج من قبل اثنين مختلفين من المتخصصين، وذلك فى ثمانية فصول لرياض الأطفال ، والمطلوب :

١ – التحقق من عدم وجود فروق فى دافع الإنجاز باختلاف نوع البرنامج .

٢ – التحقق من عدم وجود فروق فى دافع الإنجاز باختلاف المتخصصين ضمن البرنامج الواحد .

٣ – التحقق من عدم وجود فروق فى دافع الإنجاز باختلاف الفصول التى قدم فيها المتخصص الواحد برنامجه .

البرنامج	الأول أ$_{١}$				الثانى أ$_{٢}$			
المتخصصون	ذكـور تربويون ب$_{١}$		إناث تربويات ب$_{٢}$		ذكور غير تربويين ب$_{٣}$		إناث غير تربويات ب$_{٤}$	
الفصول	ص$_{١}$	ص$_{٢}$	ص$_{٣}$	ص$_{٤}$	ص$_{٥}$	ص$_{٦}$	ص$_{٧}$	ص$_{٨}$
	٩	١٠	٨	٩	٦	٥	٧	٦
	٥	٦	١٠	٩	٥	٥	٥	٧
	٨	١٠	٩	٨	٩	٤	٧	٥
	٩	٩	١٠	٩	٤	٨	٤	٦
	٩	١٠	١٠	٩	٥	٣	٧	٦
	مج س$_{١١١}$ = ٤٠	مج س$_{٢١١}$ = ٤٥	مج س$_{٣٢١}$ = ٤٧	مج س$_{٤٢١}$ = ٤٤	مج س$_{٥٢٢}$ = ٢٩	مج س$_{٦٢٢}$ = ٢٥	مج س$_{٧٤٢}$ = ٣٠	مج س$_{٨٤٢}$ = ٣٠
	مج س$_{١١}$ = ٥٨		مج س$_{٢١}$ = ٩١		مج س$_{٢٢}$ = ٥٤		مج س$_{٤٢}$ = ٦٠	
	مج س$_{١}$ = ١٧٦				مج س$_{٢}$ = ١١٤			
	مج س = ٢٩٠							

عدد الأفراد فى كل فصل ن = ٥

عدد البرامج المستخدمة (عدد مستويات A) = ٢

عدد المتخصصين (تحت كل مستوى من مستويات A) أو (عدد مستويات B)
= ٢

عدد الفصول (تحت كل مستوى من مستويات B) أو (عدد مستويات C) = ٢

جميع أفراد المجموعات نَ = ٤٠

١ – مجموع المربعات بين البرامج = $\frac{(\text{مج س}_{١})^{٢}}{٤\,ن} + \frac{(\text{مج س}_{٢})^{٢}}{٤\,ن} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{نَ}$

$$= \frac{(١٧٦)^{٢}}{٢٠} + \frac{(١١٤)^{٢}}{٢٠} - \frac{(٢٩٠)^{٢}}{٤٠}$$

= ٢١٩٨,٦٠ − ٢١٠٢,٥٠

= ٩٦,١٠

٢ – درجات حرية بين البرامج = عدد البرامج – ١

= ١

٣ – التباين نتيجة تأثير البرامج $= \dfrac{\text{٩٦,١٠}}{\text{١}}$

= ٩٦,١٠

(مجـ س١١)٢ (مجـ س٢١)٢ (مجـ س١)٢

٤– مجموع المربعات بين المتخصصين

$$= \left[\frac{(\text{مجـ س}_{\text{١١}})^{\text{٢}}}{\text{٢ ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{\text{٢١}})^{\text{٢}}}{\text{٢ ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{١}})^{\text{٢}}}{\text{٤ ن}} \right]$$

$$+ \left[\frac{(\text{مجـ س}_{\text{٣٢}})^{\text{٢}}}{\text{٢ ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{\text{٤٢}})^{\text{٢}}}{\text{٢ ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{\text{٢}})^{\text{٢}}}{\text{٤ ن}} \right]$$

$$= \left[\frac{(\text{٨٥})^{\text{٢}}}{\text{١٠}} + \frac{(\text{٩١})^{\text{٢}}}{\text{١٠}} - \frac{(\text{١٧٦})^{\text{٢}}}{\text{٢٠}} \right]$$

$$+ \left[\frac{(\text{٥٤})^{\text{٢}}}{\text{١٠}} + \frac{(\text{٦٠})^{\text{٢}}}{\text{١٠}} - \frac{(\text{١١٤})^{\text{٢}}}{\text{٢٠}} \right]$$

= [١٥٥٠,٦٠ − ١٥٤٨,٨٠] + [٦٥١,٦٠ − ٦٤٩,٨]

= ١,٨٠ + ١,٨٠

= ٣,٦٠

٥ – درجات الحرية بين المتخصصين = عدد تقسيمات A × (عدد تقسيمات B – ١)

= ٢ (٢ – ١)

= ٢

٦ – التباين بين المتخصصين = $\frac{٣,٦٠}{٢}$

$= ١,٨٠$

٧ – مجموع المربعات بين الفصول الدراسية

$$= \left[\frac{(\text{مجـ س}_{١١١})^{٢}}{\text{ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٢١١})^{٢}}{\text{ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{١١})^{٢}}{٢\ \text{ن}}\right]$$

$$+ \left[\frac{(\text{مجـ س}_{٣٢١})^{٢}}{\text{ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٤٢١})^{٢}}{\text{ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{٢١})^{٢}}{٢\ \text{ن}}\right]$$

$$+ \left[\frac{(\text{مجـ س}_{٥٣٢})^{٢}}{\text{ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٦٣٢})^{٢}}{\text{ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{٣٢})^{٢}}{٢\ \text{ن}}\right]$$

$$+ \left[\frac{(\text{مجـ س}_{٧٤٢})^{٢}}{\text{ن}} + \frac{(\text{مجـ س}_{٨٤٢})^{٢}}{\text{ن}} - \frac{(\text{مجـ س}_{٤٢})^{٢}}{٢\ \text{ن}}\right]$$

$$= \left[\frac{(٤٠)^{٢}}{٥} + \frac{(٤٥)^{٢}}{٥} - \frac{(٨٥)^{٢}}{١٠}\right]$$

$$+ \left[\frac{(٤٧)^{٢}}{٥} + \frac{(٤٤)^{٢}}{٥} - \frac{(٩١)^{٢}}{١٠}\right]$$

$$+ \left[\frac{(٢٩)^{٢}}{٥} + \frac{(٢٥)^{٢}}{٥} - \frac{(٥٤)^{٢}}{١٠}\right]$$

$$+ \left[\frac{(٣٠)^{٢}}{٥} + \frac{(٣٠)^{٢}}{٥} - \frac{(٦٠)^{٢}}{١٠}\right]$$

$$= [٢,٥] + [,٩٠] + [١,٦] + [\text{صفر}]$$

$$= ٥,٠٠$$

٨ - درجات الحرية بين الفصول الدراسية

= (عدد تقسيمات A - ١) × (عدد تقسيمات B - ١) × (ن - ١)

= ١ × ١ × ٤ = ٤

٩ - التباين بين الصفوف = $\frac{٥,٠٠}{٤}$

= ١,٢٥

١٠ - مجموع المربعات الكلى

$$= \left[(٩)^٢ + (٥)^٢ + (٨)^٢ + \ldots + \ldots + (٦)^٢ + (٦)^٢\right] - \frac{(مجـ س)^٢}{ن}$$

$$= ٢٢٧٤,٠٠ - \frac{(٢٩٠)^٢}{٤٠}$$

= ١٧١,٥٠

١١ - درجات حرية الكلى = مجموع درجات الحرية فى هذا التصميم جميعها

١٢ - مجموع المربعات داخل المجموعات

= مجموع المربعات الكلى

- (مجموع مربعات المتغير المستقل الأول)

- مجموع مربعات المتغير المتشابك B

- مجموع مربعات المتغير المتشابك C

= ١٧١,٥٠ - ٩٦,١٠ - ٣,٦٠ - ٥,٠٠

= ٦٦,٨٠

١٣ - درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

= ٤٠ - ٨

= ٣٢

١٤ – التباين داخل المجموعات = $\frac{٦٦,٨٠}{٣٢}$

= ٢,٠٩

١٥ – تحسب قيم « ف » :

تأثير المتغير المستقل الأول A

$ف_١ = \frac{\text{تباين المتغير المستقل الأول}}{\text{تباين المتغير المتشابك } B}$

$ف_١ = \frac{٩٦,١٠}{١,٨٠}$

$ف_١$ = ٥٣,٣٩

عند درجات حرية ١ ، ٢ نجد أن $ف_١$ دالة عند مستوى ٠١,

تأثير المتخصصين (العامل المتشابك B)

$ف_٢ = \frac{\text{تباين العامل (المتغير) المتشابك } B}{\text{تباين العامل (المتغير) المتشابك } C}$

$ف_٢ = \frac{١,٨٠}{١,٢٥}$

$ف_٢$ = ١,٤٤

عند درجات حرية ٢ ، ٤ نجد أن $ف_٢$ غير دالة إحصائيا

تأثير الصفوف (العامل المتشابك C)

$ف_٣ = \frac{\text{تباين العامل المتشابك } C}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$ف_٣ = \frac{١,٢٥}{٢,٠٩}$

$ف_٣$ = ٦٠,

عند درجات حرية ٤ ، ٣٢ نجد أن فـ٣ غير دالة إحصائيا .

ونلخص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
المتغير A البرامج	٩٦,١٠	١	٩٦,١٠	٥٣,٣٩	,٠١
العامل المتشابك B	٣,٦٠	٢	١,٨٠	١,٤٤	غير دال
العامل المتشابك C	٥,٠٠	٤	١,٢٥	,٦٠	غير دال
داخل المجموعات (الخطأ)	٦٦,٨٠	٣٢	٢,٠٩		
الكلي	١٧١,٥٠	٣٩			

ويلاحظ من الجدول السابق أن :

قيمة فـ١ الخاصة بالبرامج دالة إحصائيا عند مستوى ٠١, وهذا يعنى وجود فرق بين البرنامجين فى تنمية دافع الإنجاز .

أما قيم « ف » الباقية فهى غير دالة مما يشير إلى عدم وجود فروق جوهرية بمعنى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتخصصين ضمن البرنامج الواحد، وكذلك عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الفصول الدراسية التى يقدم برنامجها المعلم الواحد .

ومما هو جدير بالإشارة إليه أن بعض التجارب ربما تصمم على أساس وجود عوامل متشابكة Nested متقاطعة Crossed معا ، ومثل هذه التجارب يطلق عليها متشابكة جزئيا Partially Nested أو هرمية جزئية Partially Hierarchical وكذلك فهناك بعض التجارب بعوامل متشابكة مع قياسات متكررة Repeated Measurements تناولها Winer (١٩٧١) وهى نادرة الاستخدام جدا فى البحوث الإنسانية .

الفصل الحادي عشر

المربع اللاتيني للتجارب العاملية

المربع اللاتيني للتجارب العاملية

Latin Sauare Design of A Factorial Experiments

مــقــدمة :

يشتمل المربع اللاتيني دائما على ثلاثة عوامل أو متغيرات تجريبية لكل عامل منها نفس العدد من المستويات ، فإذا كانت العوامل هى (أ) (طريقة التدريس) ، (C) (مستوى الذكاء) ، (A) (نوع المدرسة) .

ولنفرض أن لكل عامل من العوامل الثلاث أربع مستويات فإننا نكون أمام مربع يحتوى على ١٦ خلية (٤ × ٤) تمثل تشابكات مستويات العامل الأول (K) مع مستويات العامل الثانى (C) مع مستويات العامل الثالث (A) وعلى اعتبار مستويات العامل الثالث هى أ ، ب، جـ ، د يكون المربع اللاتينى على النحو الموضح :

C_3	C_2	C_1	
ب	أ	جـ	K_1
جـ	ب	أ	K_2
أ	جـ	ب	K_3

إن تعين الرموز (أ ، ب ، جـ) داخل خلايا المربع اللاتينى لا يحكمها أسلوب معين ، ونلجأ إلى وضعها عشوائيا داخل الخلايا ، والمهم أن يحافظ على توازن هذه الرموز فى الأعمدة أو الصفوف بحيث لا يتكرر رمز ما فى صف ، ولا يتكرار رمز ما فى عمود .

إن تحليل البيانات التى تعطى داخل خلايا المربع اللاتينى على عينات حجم كل منها «ن» تمكننا من تقدير قيمة التأثير الخاص بطريقة التدريس مثلا عندما تكون التفاعلات المشتركة بين المتغيرات (العوامل) منعدمة أو تافهة Trivial أو ليس جديراً بالأهمية No Great Magnitude .

ويفترض لإعداد هذا التصميم والإقبال عليه أن يكون التفاعل مهملا Negligible ولذلك لابد من الاعتماد على مسلمة أن يكون التفاعل معدوما ، إذا كان التأثير الرئيسى لكل متغير سوف يتم معرفة دوره على حدة .

طريقة التحـــليل :

وفى حـالة المربع اللاتينى على النمط ٣ × ٣ يكون لدينا تسع خـلايا ، ويمكن تجزئة التباين العام إلى العناصر التالية .

التبـاين الخـاص بتـأثيـر العـامل الأول (K) طريقـة التـدريس ، والتبـاين الخـاص بتأثير العامل الثانى (C) (مستوى الذكاء) ، والتباين الخاص بتأثير العامل الثالث (A) (نوع المدرسة) ، والتباين الخاص بالباقى Residual ، والتباين داخل الخلايا Within Cells والذى نسميه تباين الخطأ .

وسوف نعرض فيما يلى مثالا يوضح أسلوب المعالجة

مثال : فـيمـا يلى بيـانـات (درجـات) تـحـصيل التـلامـيذ فى مـوضـوع جـيـولـوجى عن طبـقـات الأرض ، وذلك فى ضـوء مـسـتـوى الذكـاء (عـادى – مـرتـفع – مـرتـفع جداً) وطريقة التدريس ونوع المدرس (أ – ب – جـ).

		مستوى الذكاء			المجموع
		عادى	مرتفع	مرتفع جداً	
طريقة التدريس	الطريقة الأولى	جـ ٢ ٧ المجموع ٨ (٢٩) ١٢	أ ١ ٥ المجموع ٤ (٢٦) ١٦	ب ٨ ١٨ المجموع ١٢ (٦٤) ٢٦	١١٩
	الطريقة الثانية	أ ١ ٦ المجموع ٨ (٢٩) ١٤	ب ٤ ٨ المجموع ٢٦ (٦٩) ٣١	جـ ١٦ ١١ المجموع ٤١ (١٠٠) ٣٢	١٩٨
	الطريقة الثالثة	ب ١٠ ٢٤ المجموع ٢٠ (٩٠) ٣٦	جـ ٧ ٢٨ المجموع ٤٦ (١٣٢) ٥١	أ ١٠ ٣٦ المجموع ٢٨ (٩٩) ٢٥	٣٢١
	المجموع	١٤٨	٢٢٧	٢٦٣	مجـ س ٦٣٨

هل يمكن القول بأن هناك تأثيراً على درجات التحصيل ناشئاً من كل من طرق التدريس ومستوى الذكاء ونوع المدرسة كل على حدة ؟

الحل : بطبيعة الحال ، فمن الممكن عدم ورود المجاميع بجدول البيانات ووقتها يجب علينا حسابها .

ويلاحظ أن عدد أفراد كل خلية من خلايا المربع اللاتينى ن = ٤

وعدد مستويات كل عامل من العوامل الداخلة فى التصميم K = ٣

وجميع الأفراد فى جميع خلايا التصميم ن = ٣٦

ثم نحسب :

١ – مجموع المربعات للعامل المستقل الأول (طريقة التدريس)

$$= \frac{(١١٩)^٢}{ن \times K} + \frac{(١٩٨)^٢}{ن \times K} + \frac{(٣٢١)^٢}{ن \times K} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

$$= \frac{(١١٩)^٢}{١٢} + \frac{(١٩٨)^٢}{١٢} + \frac{(٣٢١)^٢}{١٢} - \frac{(٦٣٨)^٢}{٣٦}$$

$$= ١٧٢٧,٠٦$$

٢ – درجات الحرية بخصوص طرق التدريس = عدد الطرق – ١

= ٢

٣ – تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير طرق التدريس = $\frac{١٧٢٧,٠٦}{٢}$

= ٨٦٣,٥٣

٤ – مجموع المربعات للعامل المستقل الثانى (مستوى الذكاء)

$$= \frac{(١٤٨)^٢}{ن \times K} + \frac{(٢٢٧)^٢}{ن \times K} + \frac{(٢٦٣)^٢}{ن \times K} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

$$= \frac{(١٤٨)^٢}{١٢} + \frac{(٢٢٧)^٢}{١٢} + \frac{(٢٦٣)^٢}{١٢} - \frac{(٦٣٨)^٢}{٣٦}$$

$$= ٥٧٦,٧٢$$

٥ – درجات الحرية بخصوص مستوى الذكاء = عدد المستويات – ١

= ٢

٦ – تباين درجات التحصيل بتأثير مستويات الذكاء = $\frac{٥٧٦,٧٢}{٢}$

= ٢٨٨,٣٦

٧ – مجموع المربعات للعامل المستقل الثالث (نوع المدرسة)

$$= \frac{(\text{مجموع أ من جميع الخلايا})^2}{\text{ن} \times K} + \frac{(\text{مجموع ب من جميع الخلايا})^2}{\text{ن} \times K}$$

$$+ \frac{(\text{مجموع جـ من جميع الخلايا})^2}{\text{ن} \times K} - \frac{(\text{مجـ س})^2}{\text{ن}}$$

$$= \frac{[٢٦ + ٢٩ + ٩٩]^2}{٤ \times ٣} + \frac{[٦٤ + ٦٩ + ٩٠]^2}{٤ \times ٣}$$

$$+ \frac{[٢٩ + ١٠٠ + ١٣٢]^2}{٤ \times ٣} - \frac{(٦٣٨)^2}{٣٦}$$

$$= \frac{(١٥٤)^2}{١٢} + \frac{(٢٢٣)^2}{١٢} + \frac{(٢٦١)^2}{١٢} - \frac{(٦٣٨)^2}{٣٦}$$

= ٤٩٠,٣٩

٨ – درجات الحرية بخصوص العامل الثالث (نوع المدرسة)

= عدد أنواع المدارس – ١

= ٢

٩ – تباين درجات التحصيل بتأثير أنواع المدارس = $\frac{٤٩٠,٣٩}{٢}$

= ١٢٢,٦٠

١٠- مجموع المربعات الكلى

= مجموع مربعات درجات جميع الأفراد فى جميع خلايا المربع اللاتينى

$$- \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{ن}$$

$$= (٢)^{٢} + (٧)^{٢} + (٨)^{٢} + \ldots + (٢٨)^{٢} + (٢٥)^{٢} - \frac{(٦٣٨)^{٢}}{٣٦}$$

$$= ١٧٥٩٠,٠٠ - ١١٣٠٦,٧٨$$

$$= ٦٢٨٣,٢٢$$

١١-درجات حرية مجموع المربعات الكلى = جميع درجات الحرية فى التصميم

$$= ٣٥$$

١٢-مجموع مربعات الباقى

$$= \left[\frac{(٢٩)^{٢}}{٤} + \frac{(٢٩)^{٢}}{٤} + \frac{(٩٠)^{٢}}{٤} + \frac{(٢٦)^{٢}}{٤} + \frac{(٦٩)^{٢}}{٤} \right.$$

$$\left. + \frac{(١٠٠)^{٢}}{٤} + \frac{(٩٠)^{٢}}{٤} + \frac{(١٣٢)^{٢}}{٤} + \frac{(٩٩)^{٢}}{٤} - \frac{(٦٣٨)^{٢}}{٣٦} \right]$$

$$- \left[١٧٢٧,٠٦ + ٥٧٦,٧٢ + ٤٩٠,٣٩ \right]$$

$$= ١٥١٣٦ - ١١٣٠٦,٧٨ - ٢٧٩٤,١٧$$

$$= ١٠٣٥,٠٥$$

١٣-درجات حرية الباقى = (K - ٢) (K - ١)

$$= (٣ - ٢) \times (٣ - ١)$$

$$= ٢$$

١٤- تباين الباقى $= \frac{١٠٣٥,٠٥}{٢} = ٥١٧,٥٣$

١٥– مجموع المربعات داخل المجموعات

= الكلى – [مجموع المربعات بخصوص العامل الأول

+ بخصوص العامل لثانى + مجموع المربعات بخصوص العامل لثالث+ الباقى]

= ٦٢٨٣,٢٢ – [١٧٢٧,٠٦ + ٥٧٦,٧٢ + ٤٩٠,٣٩ + ١٠٣٥,٥]

= ٦٢٨٣,٢٢ – ٣٨٢٩,٨٧

= ٢٤٥٣,٥٥

١٦– درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات– عدد المجموعات

= ٣٦ – ٩

= ٢٧

١٧– التباين داخل المجموعات = $\frac{٢٤٥٣,٥٥}{٢٧}$

= ٩٠,٨٧

١٨– نحسب أربع قيم لـ «ف» :

تأثير طرق التدريس $ف_١$ = $\frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

= $\frac{٨٦٣,٥٣}{٩٠,٨٧}$

= ٩,٥٠

عند درجات حرية ٢ ، ٢٧ نجد أن $ف_١$ دالة عند ٠١,

تأثير مستويات الذكاء $ف_٢$ = $\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

$$= \frac{٢٨٨,٣٦}{٩٠,٨٧}$$

$$= ٣,١٧$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٢٧ نجد أن القيمة المحسوبة $ف_٣$ غير دالة

$$\text{تأثير نوع المدرسة } ف_٣ = \frac{١٢٢,٦٠}{٩٠,٨٧}$$

$$= ١,٣٥$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٢٧ نجد أن القيمة المحسوبة $ف_٣$ غير دالة

$$\text{تأثير الباقي } ف_٤ = \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

$$= \frac{٥١٧,٥٣}{٩٠,٨٧}$$

$$= ٥,٧٠$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٢٧ يتضح أن القيمة $ف_٤$ دالة عند مستوى ٠١,

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف»	مستوى الدلالة
المتغير الأول	١٧٢٧,٠٦	٢	٨٦٣,٥٣	٩,٥٠	,٠١
المتغير الثاني	٥٧٦,٧٢	٢	٢٨٨,٣٦	٣,١٧	غير دال
المتغير الثالث	٤٩٠,٣٩	٢	٢٤٥,٢٠	٢,٦٩	غير دال
الباقي	١٠٣٥,٠٥	٢	٥١٧,٥٣	٥,٧٠	,٠١
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٤٥٣,٥٥	٢٧	٩٠,٨٧		
الكلي	٦٢٨٣,٢٢	٣٥			

ويلاحظ أن هناك تأثيراً لطرق التدريس على تحصيل الطلاب بينما لا يوجد تأثير لكل من مستوى الذكاء ونوع المدرسة . وظهور دلالة إحصائية للباقىResidual يشير إلى وجود تأثير للباقى وهذالا يعفينا من تساؤل عند مدى ملائمة التصميم The Appropriateness of The Model كما يشير ذلك الأمر كل من Ferguson و Takane .

المربع اللاتيني في القياسات المتكررة

Latin Square with Repeated Measurements

على اعتبار تجربة تطلبت تكرار قياس المفحوصين فى ظاهرة محددة أكثر من مرة ، وعلى فرض أن عدد المفحوصين هو ٤ واختبرنا كلاً منهم أربع مرات متتالية .

فإذا كان هدف الباحث هو الكشف عن تأثير الثلاث عوامل المستقلة كلٌ على حدة وهذه العوامل هى :

١ – ترتيب المعالجة (موقع تقديم أو أخذ الاختبار) ولنرمز له بالرمز (C) وفيه أربعة بدائل (الأول – الثانى – الثالث – الرابع)

٢ – المفحوصون وهم أربعة أيضا ولنرمز له بالرمز (S) ولأشخاصه الأربعة بالرموز (S_1 ، S_2 ، S_3 ، S_4) .

٣ – نوع الاختبار (أربعة أنواع) ولنرمز له بالرمز (A) بحيث يأتى لكل نوع اختبار رمز كما يلى :

أ = اختبار مقالى ، ب = اختبار تكملة ، جـ = اختبار صواب وخطأ ،

د = اختبار مزاوجة

ويصبح المربع اللاتينى على النمط ٤ × ٤ بالشكل التالى :

العامل المستقل الثاني

(موقع أخذ الاختبار) (C)

العامل المستقل الأول (المفحوصون) (S)

	أولا	ثانيا	ثالثا	رابعا
S_1	ب	د	أ	جـ
S_2	جـ	أ	ب	د
S_3	أ	جـ	د	ب
S_4	د	ب	جـ	أ

فإذا اعتبرنا المطلوب هو تقدير التأثير الخاص على التحصيل باختلاف المفحوصين أى تأثير العامل المستقل الأول ، يجب أن يكون فى الحسبان أن قيم تفاعلات العوامل المستقلة منعدمة تقريبا . وهذا ما يؤكد عليه Ferguson و Myers أو صفر على وجه التحديد .

Zero Interaction Between the three factors Involved in the Experiment

وبطبيعة الحال فإن التفاعل داخل الأفراد فى هذا التصميم غير وارد ، مما يجعلنا نأخذ الباقى (من طرح مجموع المربعات الخاصة بالعوامل الثلاث من مجموع المربعات الكلى) معاملا لتصحيح الخطأ ، وسوف نطلق عليه الباقى كما سبقت الإشارة Residual وذلك إذا كنا نهدف للكشف عن تأثير كل متغير مستقل من المتغيرات الثلاثة على تحصيل الطلاب .

وسوف نعرض فيما يلى مثالا يوضح أسلوب التناول .

مثال : الجدول التالى يشمل درجات تحصيل مجموعة من طالبات المرحلة الإعدادية وعددهن أربعة وذلك فى مادة الجغرافيا ، عند أخذ ترتيب المعالجة (أخذ الاختبار) والمفحوصين ونوع الاختبار (أ ، ب ، جـ ، د) كمتغيرات مستقلة بهدف الكشف عن تأثيرها فى تجربة أجراها باحث .

		ترتيب أخذ الاختبار				المجموع
		أولا	ثانيا	ثالثا	رابعا	
المفحوصون	S1	ب ١٠	د ٢١	أ ٥	جـ ١٤	٥٠
	S2	جـ ١٢	أ ٧	ب ١١	د ١٩	٤٩
	S3	أ ٦	جـ ١٦	د ٢٤	ب ١٢	٥٨
	S4	د ٢٢	ب ٨	جـ ١٧	أ ٩	٥٦
	المجموع	٥٠	٥٢	٥٧	٥٤	مجـ س ٢١٣

الحل : بطبيعة الحال فمن الممكن عدم ورود المجاميع بجدول البيانات السابق،وحينئذ يجب علينا حسابها .

ويلاحظ أن عدد مستويات كل عامل من العوامل الداخلة فى التصميم $K = ٤$

والآن نعرض للخطوات مع حساباتها .

١ – مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الأول (المفحوصون)

$$= \frac{(٥٠)^٢ + (٤٩)^٢ + (٥٨)^٢ + (٥٦)^٢}{٤} - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{(K)^٢}$$

$$= ٢٨٥٠,٢٥ - \frac{(٢١٣)^٢}{١٦}$$

$$= ١٤,٦٩$$

٢ – درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الأول (المفحوصون) $= K - ١$

$= ٣$

٣ – تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل المستقل الأول $= \frac{١٤,٦٩}{٣}$

$= ٤,٩٠$

٤ – مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الثانى (ترتيب أخذ الاختبار)

$$= \frac{(٥٠)^٢ + (٥٢)^٢ + (٥٧)^٢ + (٥٤)^٢}{٤} - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{(K)^٢}$$

$= ٢٨٤٢,٢٥ - ٢٨٣٥,٥٦$

$= ٦,٦٩$

٥– درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الثانى (ترتيب أخذ الاختبار) $= K - ١$

$= ٣$

٦ – تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل المستقل الثانى $= \frac{٦,٦٩}{٣}$

$= ٢,٢٣$

٧ – مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الثالث (نوع الاختبار)

$$= \frac{(\text{مجموع أ من جميع الخلايا})^٢}{K} \times \frac{(\text{مجموع ب من جميع الخلايا})^٢}{K}$$

$$+ \frac{(\text{مجموع جـ من جميع الخلايا})^٢}{K} + \frac{(\text{مجموع د من جميع الخلايا})^٢}{K}$$

$$- \frac{(\text{مجـ س})^٢}{(K)^٢}$$

$$= \frac{(٢٧)^٢}{٤} + \frac{(٤١)^٢}{٤} + \frac{(٥٩)^٢}{٤} + \frac{(٨٦)^٢}{٤} - \frac{(٢١٣)^٢}{١٦}$$

$= ٣٣٢١,٧٥ - ٢٨٣٥,٥٦$

$= ٤٨٦,١٩$

٨ – درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الثالث = K – ١

= ٣

٩ – تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل الثالث = $\frac{٤٨٦,١٩}{٣}$

= ١٦٢,٠٦

١٠– مجموع المربعات الكلى

= مجموع مربعات جميع القيم فى خلايا المربع اللاتينى – $\frac{(\text{مجـ س})^٢}{(K)^٢}$

$= (١٠)^٢ + (٢١)^٢ + (١٤)^٢ + (١٢)^٢ + ... + (٩)^٢ - \frac{(٢١٣)^٢}{١٦}$

= ٣٣٦٧,٠٠ – ٢٨٣٥,٥٦

= ٥٣١,٤٤

١١– درجات حرية مجموع المربعات الكلى = مجموع درجات الحرية فى التصميم

= ١٥

١٢– مجموع مربعات الباقى

= الخطوة (١٠) – الخطوة (٧) – الخطوة (٤) – الخطوة (١)

= ٥٣١,٤٤ – ٤٨٦,١٩ – ٦,٦٩ – ١٤,٦٩

= ٢٣,٨٧

١٣– درجات حرية الباقى = (K – ٢) × (K– ١)

= ٢ × ٣

= ٦

١٤– تباين الباقى = $\frac{٢٨,٨٧}{٦}$

= ٣,٩٨

وكما أسلفنا فلا توجد مجموع مربعات داخل الخلايا، ومن ثم لا يوجد تباين داخل الخلايا (الخطأ) .

١٥- نحسب قيم «ف» :

تأثير العامل المستقل الأول (المفحوصون) $ف_{١} = \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

$= \frac{٤,٩٠}{٣,٩٨}$

$= ١,٢٣$

وعند درجات حرية ٣ ، ٦ نجد أن القيمة المحسوبة $ف_{١}$ غير دالة

تأثير العامل المستقل الثانى (ترتيب أخذ الاختبار) $ف_{٢} = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

$= \frac{٢,٦٩}{٣,٩٨}$

$= ,٥٦$

وعند درجات حرية ٣ ، ٦ نجد أن القيمة المحسوبة $ف_{٢}$ غير دالة

تأثير العامل المستقل الثالث (نوع الاختبار) $ف_{٣} = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

$= \frac{١٦٢,٠٦}{٣,٩٨}$

$= ٤٠,٧٢$

وعند درجات حرية ٣ ، ٦ نجد أن القيمة $ف_{٣}$ دالة عند مستوى ٠١,

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصــدر التبــاين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
المفحوصون	١٤,٦٩	٣	٤,٩٠	١,٢٣	غير دال
ترتيب أخذ الاختبار	٦,٦٩	٣	٢,٢٣	,٥٦	غير دال
نوع الاختبار	٤٨٦,١٩	٣	١٦٢,٠٦	٤٠,٧٢	,٠١
الباقي	٢٣,٨٧	٦	٢,٩٨		
الكلي	٥٣١,٤٤	١٥			

ومن الجدول السابق يتضح تأثير نوع الاختبار على تحصيل التلاميذ ، بينما لا تأثير لاختلاف المفحوصين ولا لترتيب أخذ الاختبار .

الفصل الثانى عشر

التصميم العاملى ثلاثى الاتجـــاه

التصميم العاملي ثلاثي الاتجاه

أو

تحليل التباين ثلاثي الاتجاه

Three - Way Analysis of Variance

مقدمـــة :

علمنا فيما سبق أنه يمكن إيجاد الفروق بين ثلاث مجموعات من جنسيات مختلفة في متغير ما ، وليكن متغير العصابية ، وذلك باستخدام أسلوب تحليل التباين أحادي الاتجاه وتكون الجنسية متغيراً مستقلا والعصابية متغيراً تابعاً ، وقلنا : إنه إذا أخذنا من كل جنسية ذكوراً وإناثاً بحيث يكون هدفنا الآن الكشف عن تأثير متغيرين مستقلين هما الجنس والجنسية على متغير تابع هو العصابية نكون أمام أسلوب لتحليل التباين ثنائي الاتجاه على النمط ٣ × ٢ ، وإذا تطور بنا الأمر إلى أخذ أطفال مراهقين من كل جنس يصبح لدينا الآن ثلاث متغيرات مستقلة هي الجنسية والجنس ومرحلة النمو ، ونود معرفة تأثيرها على المتغير التابع وهو العصابية ونكون أمام أسلوب لتحليل التباين ثلاثي الاتجاه . وفيه يتم تحليل البيانات الخاصة بالمتغير التابع وفق ثلاثة متغيرات مستقلة (الجنسية والجنس ومرحلة النمو) لكل واحد منها عدد من المستويات أو التصنيفات .

وفى حالتا هذه أمامنا الان ثلاث جنسيات وجنسين (ذكور وإناث) ومرحلتين للنمو (طفولة ومراهقة) ويكون تحليل التباين ثلاثي الاتجاه على النمط ٣ × ٢ × ٢ أى أن أمامنا الان ١٢ مجموعة فرعية (أى عينات بحاصل ضرب عدد مستويات المتغيرات الثلاثة) ويكون همنا فى مثل هذه الحالة الإجابة على الأسئلة التالية :

١ – هل تختلف العصابية باختلاف الجنسية ؟

٢ – هل تختلف العصابية باختلاف الجنس ؟

٣ – هل تختلف العصابية باختلاف مرحلة النمو ؟

٤ – هل لتفاعل الجنسية والجنس من أثر على العصابية ؟

٥ – هل لتفاعل الجنسية ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟

٦ – هل لتفاعل الجنس ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟

٧ – هل لتفاعل الجنسية والجنس ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟

ويعطينا التصميم الإحصائى الخاص بتحليل التباين ثلاثى الاتجاه إجابة على جميع الأسئلة السابقة فى آنٍ واحد (دفعة واحدة) .

وبطبيعة الحال يمكن أن يختلف عدد المستويات فى أحد المتغيرات المستقلة فيصبح مثلا ٤ للمتغير المستقل الأول وثلاثة للمتغير المستقل الثانى واثنان للمتغير المستقل الثالث ، ويكون التصميم على النمط ٤ × ٣ × ٢ ونكون بحاجة إلى ٢٤ مجموعة تجريبية أو عينة تجريبية .

وفى العادة يتم تحديد العدد الكلى لأفراد التجربة بناء على ظروف الباحث وإمكاناته ، ويختار العدد من المجتمع الكلى بالطريقة العشوائية ، وبعدها نقوم بتوزيع هذا العدد إلى عينات التجربة بالتساوى عشوائيا .

فإذا كان التصميم الذى نحن بصدده على النمط ٣ × ٢ × ٢ فإننا نحتاج إلى ١٢ مجموعة تجريبية كما أسلفنا ، فإذا رأينا أن تحتوى كل مجموعة على ٤٠ مفحوصا مثلا ، كان العدد الكلى المطلوب ١٢ × ٤٠ أى ٤٨٠ مفحوصا .

فإذا كانت درجة المفحوص هى د فى المتغير التابع وليكن العصابية ، فيمكن التعبير عنها كما يلى :

$$د = \overline{س} + أَ + بَ + جـَ + أَبَ + أَجـَ + بَجـَ + أَبَجـَ + خ$$

حيث $\overline{س}$: المتوسط العام للتأثير

أَ : تأثير العامل المستقل « أ » على العصابية .

بَ: تأثير العامل المستقل « ب » على العصابية .

جـَ: تأثير العامل المستقل « جـ » على العصابية .

أَبَ: تأثير تفاعل العاملين المستقلين أ ، ب على العصابية .

أَجـَ: تأثير تفاعل العاملين المستقلين أ ، جـ على العصابية .

بَ جـَ : تأثير تفاعل العاملين المستقلين ب ، جـ على العصابية .

أَبَ جـَ : تأثير تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة أ ، ب ، جـ على العصابية .

خ : الخطأ التجريبى .

وعلى هذا فإن

$$د - \overline{س} = أَ + بَ + جـَ + أَبَ + أَجـَ + بَجـَ + أَبَجـَ + خ$$

والتباين العام للمقادير $د - \overline{س}$ للمفحوصين يمكن تحليله إلى الأجزاء السبعة الأولى الموضحة فى الطرف الأيسر من المعادلة السابقة أى يمكن تجزئته إلى سبع تباينات جزئية ، ويتم مقارنة هذه التباينات الجزئية بحد الخطأ Correct error term بمعنى اختبار دلالة تباين كل جزء من الأجزاء السبعة بقسمته على حد للخطأ نتخذه فى ضوء المعايير التى يوضحها الجدول الموجود بنهاية هذا المثال القادم .

ملاحظة (١) :

تباين التفاعل الذى يستخدم كحد للخطأ لا يشترط أن يصبح له دلالة إحصائية .

ملاحظة (٢) :

قيمة «ف» الناتجة إذا جاءت أقل من الواحد الصحيح ، فهذا يعنى أن بسطها أقل من مقامها ، ويمكن للباحث عدم حسابها أو إهمالها ، كما يمكن له حسابها ووضع النتيجة بين قوسين على سبيل التنبيه والفطنة لها .

طريقة التحليل :

وفيما يلى سوف نوضح كيفية سير التصميم العاملى لتحليل التباين ثلاثى الاتجاه من خلال حل المثال التالى :

مثال : من دراسة للكشف عن أثر كل من الجنس (ذكر – أنثى) والجنسية (يابانى – إنجليزى – أمريكى)

ومرحلة النمو (طفولة – مراهقة) على مفهوم الذات جاءت الدرجات كما يوضحها الجدول التالى :

ذكور (ذ)									إناث (ث)								
ياباني (ى)			إنجليزي (ج)			أمريكي (م)			ياباني (ى)			إنجليزي (ى)			أمريكي (ى)		
طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش	طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش	طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش	طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش	طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش	طفولة ط	مراهقة هـ	شباب ش
٤٠	٢٠	٩٠	٦٠	٤٠	١٠٠	٨٠	٦٠	٦٠	٤٠	٧٠	٨٠	٩٠	٦٠	٦٠	٨٠	٥٠	٥٠
٢٠	٤٠	٧٠	٣٠	٥٠	٩٠	٢٠	٢٠	٩٠	٧٠	٢٠	٨٠	٥٠	٦٠	٩٠	٩٠	٤٠	٤٠
٥٠	٥٠	٨٠	٧٠	٢٠	٨٠	٦٠	٢٠	٨٠	٨٠	٥٠	٧٠	٨٠	٣٠	١٠٠	٧٠	٤٠	٦٠
٧٠	٢٠	٨٠	٤٠	١٠	٩٠	٥٠	٣٠	١٠٠	٦٠	٤٠	٨٠	٧٠	٣٠	٨٠	٧٠	٤٠	٥٠
مجـ ذ ى ط ١٨٠ $ن_{١} = ٤$	مجـ ذ ى هـ ١٤٠ $ن_{٢} = ٤$	مجـ ذ ى ش ٣٢٠ $ن_{٣} = ٤$	مجـ ذ ج ط ٢٠٠ $ن_{٤} = ٤$	مجـ ذ ج هـ ١٢٠ $ن_{٥} = ٤$	مجـ ذ ج ش ٣٦٠ $ن_{٦} = ٤$	مجـ ذ م ط ٢١٠ $ن_{٧} = ٤$	مجـ ذ م هـ ١٣٠ $ن_{٨} = ٤$	مجـ ذ م ش ٣٣٠ $ن_{٩} = ٤$	مجـ ث ى ط ٢٥٠ $ن_{١٠} = ٤$	مجـ ث ي هـ ١٨٠ $ن_{١١} = ٤$	مجـ ث ى ش ٣١٠ $ن_{١٢} = ٤$	مجـ ث ج ط ٢٩٠ $ن_{١٣} = ٤$	مجـ ث ج هـ ١٨٠ $ن_{١٤} = ٤$	مجـ ث ج ش ٣٣٠ $ن_{١٥} = ٤$	مجـ ث م ط ٣١٠ $ن_{١٦} = ٤$	مجـ ث م هـ ١٧٠ $ن_{١٧} = ٤$	مجـ ث م ش ٢٠٠ $ن_{١٨} = ٤$
مجـ ذ ي ٦٤٠ $ن_{ذي} = ١٢$			مجـ ذ ج ٦١٠ $ن_{ذج} = ١٢$			مجـ ذ م ٦٧٠ $ن_{ذم} = ١٢$			مجـ ث ي ٧٤٠ $ن_{ثي} = ١٢$			مجـ ث ج ٨٠٠ $ن_{ثج} = ١٢$			مجـ ث م ٦٨٠ $ن_{ثم} = ١٢$		
مجـ ذ = ٢٠٠٠ $ن_{ذ} = ٣٦$									مجـ ث = ٢٢٢٠ $ن_{ث} = ٣٦$								
مجـ س = ٤٢٢٠ ن = ٧٢																	

يلاحظ من الجدول السابق أن أحجام المجموعات متساوية كل منها = ٤ مفحوصين

ففي المجموعة الأولى (الذكور اليابانيين الأطفال) $ن_١ = ٤$

وفي المجموعة الثانية (الذكور اليابانيين المراهقين) $ن_٢ = ٤$

وهكذا ... ...

وحينما كتبنا مجـ ذ ى ط فقد قصدنا مجموع درجات الذكور اليابانيين الأطفال.

وحينما كتبنا مجـ ث م هـ فقد قصدنا مجموع درجات الإناث الأمريكيات المراهقات .

وهكذا ... ...

وحينما كتبنا مجـ ذ ى فقد قصدنا مجموع درجات الذكور اليابانيين عموما.

وحينما كتبنا $ن_{ذى}$ فقد قصدنا عدد الأفراد الذكور اليابانيين عموما .

كذلك

حينما كتبنا مجـ ث ج فقد قصدنا مجموع درجات الإناث الإنجليزيات عموما .

وحينما كتبنا $ن_{ث ى}$ فقد قصدنا عدد الأفراد الإناث الإنجليزيات عموما .

وحينما كتبنا مجـ ذ فقد قصدنا مجموع درجات الذكور عموما .

وحينما كتبنا $ن_{ذ}$ فقد قصدنا عدد الذكور عموما .... وهكذا

وحينما كتبنا ن فقد قصدنا جميع أفراد التصميم بلا استثناء .

١ – مجموع المربعات الكلى = $(٤٠)^٢ + (٢٠)^٢ + ... + (١٠٠)^٢ + (٤٠)^٢$

$$+ (٧٠)^٢ + ... + (٥٠)^٢ - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

$$= ٢٨٦٤٠٠,٠٠ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩$$

$$= ٣٩٠٦١,١١$$

٢ – درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= مجموع جميع درجات الحرية فى هذا التصميم (نتركها الآن للنهاية) .

٣ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول

$$= \frac{(\text{مجـ ذ})^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ذ}} + \frac{(\text{مجـ ث})^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ث}} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(٢٠٠٠)^{٢}}{٤ \times ٩} + \frac{(٢٢٢٠)^{٢}}{٤ \times ٩} - \frac{(٤٢٢٠)^{٢}}{٧٢}$$

= ٢٤٨٠١١,١١ – ٢٤٧٣٣٨,٨٩

= ٦٧٢,٢٢

٤ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول – ١

= ١

٥ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{٦٧٢,٢٢}{١}$

= ٦٧٢,٢٢

٦ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى

$$= \frac{[\text{مجـ ذ ى} + \text{مجـ ث ى}]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ى}} + \frac{[\text{مجـ ذ ج} + \text{مجـ ث ج}]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ج}}$$

$$+ \frac{[\text{مجـ ذ م} + \text{مجـ ث م}]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات م}} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{[٧٤٠ + ٦٤٠]^{٢}}{٤ \times ٦} + \frac{[٨٠٠ + ٦٩٠]^{٢}}{٤ \times ٦} + \frac{[٦٨٠ + ٦٧٠]^{٢}}{٤ \times ٦} - \frac{[٤٢٢٠]^{٢}}{٧٢}$$

$= ٧٩٣٥٠ + ٩٢٥٠٤,١٧ + ٧٥٩٣٧,٥٠ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩$

$= ٤٥٢,٧٨$

٧ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى

= عدد مستويات المتغير المستقل الثانى – ١

$= ٢$

٨ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى $= \frac{٤٥٢,٧٨}{٢}$

$= ٢٢٦,٣٩$

٩ – مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثالث

$$= \frac{\left[\text{مجـ ذ ى ط} + \text{مجـ ذ ج ط} + \text{مجـ ذ م ط} + \ldots\ldots + \text{مجـ ث م ط}\right]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ط}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ ذ ى هـ} + \text{مجـ ذ ج هـ} + \ldots\ldots + \text{مجـ ث م هـ}\right]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات هـ}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ ذ ى ش} + \text{مجـ ذ ج ش} + \ldots + \text{مجـ ث م ث}\right]^{٢}}{\text{ن} \times \text{عدد مجموعات ش}} - \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{\text{ن}}$$

$$= \frac{(١٤٤٠)^{٢}}{٤ \times ٦} + \frac{(٩٣٠)^{٢}}{٤ \times ٦} + \frac{(١٨٥٠)^{٢}}{٤ \times ٦} - \frac{(٤٢٢٠)^{٢}}{٧٢}$$

$= ٢٦٥٠٤١,٦٧ - ٢٤٣٣٨,٨٩$

$= ١٧٧٠٢,٧٨$

١٠ – درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثالث

= عدد مستويات المتغير المستقل الثالث – ١

$= ٢$

١١ – التباين بين مستويات المتغير المستقل الثالث = $\frac{١٧٧٠٢,٧٨}{٢}$

= ٨٨٥١,٣٩

ولإيجاد التفاعلات الثنائية بين العوامل نأخذ كل اثنين منها على حدة مع إغفال وجود العامل الثالث ، أى أننا نعتبر أن اثنين من العوامل موجودة وحدها فقط ، ففى حالة العاملين الأول (الجنس) والثانى (الجنسية) يمكن توضيح القيم التى سوف تستخدم بالجدول التالى وهى مشتقة من الجدول الأول فى هذه المسألة .

الجنس / الجنسية	ذكور (ذ)	إناث (ث)
يابانى (ى)	مجـ ذ ى ٦٤٠ $ن_{ذى}$ = ١٢	مجـ ث ى ٧٤٠ $ن_{ثى}$ = ١٢
إنجليزى (ج)	مجـ ذ ج ٦٩٠ $ن_{ذج}$ = ١٢	مجـ ث ج ٨٠٠ $ن_{ثج}$ = ١٢
أمريكى (م)	مجـ ذ م ٦٧٠ $ن_{ذم}$ = ١٢	مجـ ث م ٦٨٠ $ن_{ثم}$ = ١٢

١٢– مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والجنسية (العاملين الأول والثانى)

$$= \frac{[\text{مجـ ذ ى}]^٢}{ن_{ذى}} + \frac{[\text{مجـ ذ ج}]^٢}{ن_{ذج}} + \frac{[\text{مجـ ذ م}]^٢}{ن_{ذم}}$$

$$+ \frac{[\text{مجـ ث ى}]^٢}{ن_{ثى}} + \frac{[\text{مجـ ث ج}]^٢}{ن_{ثج}} + \frac{[\text{مجـ ث م}]^٢}{ن_{ثم}} - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{ن}$$

– الخطوة (٣) – الخطوة (٦)

$$= \frac{(٦٤٠)^{٢}}{١٢} + \frac{(٦٩٠)^{٢}}{١٢} + \frac{(٦٧٠)^{٢}}{١٢}$$

$$+ \frac{(٧٤٠)^{٢}}{١٢} + \frac{(٨٠٠)^{٢}}{١٢} + \frac{(٦٨٠)^{٢}}{١٢} - \frac{(٤٢٢٠)^{٢}}{٧٢}$$

$$- ٦٧٢,٢٢ - ٤٥٢,٧٨$$

$$= ٢٤٨٧١٦,٦٧ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩ - ٦٧٢,٢٢ - ٤٥٢,٧٨$$

$$= ٢٥٢,٧٨$$

١٣- درجات حرية تفاعل العاملين الأول والثانى

= (عدد تقسيمات العامل الأول - ١) × (عدد تقسيمات العامل الثانى - ١)

$$= ١ \times ٢$$

$$= ٢$$

١٤ -تباين تفاعل العاملين الأول والثانى $= \frac{٢٥٢,٧٨}{٢}$

$$= ١٢٦,٣٩$$

وعلينا أن نأخذ العاملين الأول والثالث مع إغفال وجود العامل الثانى ، ففى حالة العاملين الأول (الجنس) والثالث (مرحلة النمو) يمكن توضيح القيم التى سوف تستخدم بالجدول التالى وهى مشتقة من الجدول الأساسى الأول فى هذه المسألة .

المرحلة \ الجنس	ذكور (ذ)	إناث (ث)
طفولة (ط)	مجـ ذ ط ٥٩٠ ن ذ ط = ١٢	مجـ ث ط ٨٥٠ ن ث ط = ١٢
مراهقة (هـ)	مجـ ذ هـ ٤٠٠ ن ذ هـ = ١٢	مجـ ث هـ ٥٣٠ ن ث هـ = ١٢
شباب (ش)	مجـ ذ ش ١٠١٠ ن ذ ش = ١٢	مجـ ث ش ٨٤٠ ن ث ش = ١٢

١٥- مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملي الجنس ومرحلة النمو (الأول والثالث)

$$= \frac{[\text{مجـ ذ ط}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ذ ط}}} + \frac{[\text{مجـ ذ هـ}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ذ هـ}}} + \frac{[\text{مجـ ذ ش}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ذ ش}}}$$

$$+ \frac{[\text{مجـ ث ط}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ث ط}}} + \frac{[\text{مجـ ث هـ}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ث هـ}}} + \frac{[\text{مجـ ث ش}]^{2}}{\text{ن}_{\text{ث ش}}} - \frac{(\text{مجـ س})^{2}}{\text{ن}}$$

– الخطوة (٣) – الخطوة (٩)

$$= \frac{(٥٩٠)^{2}}{١٢} + \frac{(٤٠٠)^{2}}{١٢} + \frac{(١٠١٠)^{2}}{١٢}$$

$$+ \frac{(٨٥٠)^{2}}{١٢} + \frac{(٥٣٠)^{2}}{١٢} + \frac{(٨٤٠)^{2}}{١٢} - \frac{(٤٢٢٠)^{2}}{٧٢}$$

– ٦٧٢,٢٢ – ١٧٧٠٢,٧٨

= ٢٦٩٧٦٦,٦٧ – ٢٤٧٣٣٨,٨٩ – ٢٦٧,٢٢ – ١٧٧٠٢,٧٨

= ٤٠٥٢,٧٨

١٦ – درجات حرية تفاعل العاملين الأول والثالث

= (عدد تقسيمات العامل الأول – ١) × (عدد تقسيمات الثالث – ١)

= ١ × ٢

= ٢

١٧ –تباين تفاعل العاملين الأول والثالث = $\frac{٤٠٥٢,٧٨}{٢}$

= ٢٠٢٦,٣٩

وعلينا أن نأخذ العاملين الثانى والثالث مع إغفال وجود العامل الأول ، ففى حالة العاملين الثانى (الجنسية) والثالث (مرحلة النمو) يمكن توضيح القيم التى سوف تستخدم بالجدول التالى ، وهى مشتقة من الجدول الأساسى الأول فى هذه المسألة

الجنسية / المرحلة	يابانى (ى)	إنجليزى (ج)	أمريكى (م)
طفولة (ط)	مجـ ى ط ٤٣٠ $ن_{ى ط}$ = ٨	مجـ ج ط ٤٩٠ $ن_{ج ط}$ = ٨	مجـ م ط ٥٢٠ $ن_{م ط}$ = ٨
مراهقة (هـ)	مجـ ى هـ ٣٢٠ $ن_{ى هـ}$ = ٨	مجـ ج هـ ٣١٠ $ن_{ج هـ}$ = ٨	مجـ م هـ ٣٠٠ $ن_{م هـ}$ = ٨
شباب (ش)	مجـ ى ش ٦٣٠ $ن_{ى ش}$ = ٨	مجـ ج ش ٦٩٠ $ن_{ج ش}$ = ٨	مجـ م ش ٥٣٠ $ن_{م ش}$ = ٨

١٨– مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنسية ومرحلة النمو (الثانى والثالث)

$$= \frac{\left[\text{مجـ ى ط}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ى ط}}} + \frac{\left[\text{مجـ ى هـ}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ى هـ}}} + \frac{\left[\text{مجـ ى ش}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ى ش}}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ ج ط}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ج ط}}} + \frac{\left[\text{مجـ ج هـ}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ج هـ}}} + \frac{\left[\text{مجـ ج ش}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{ج ش}}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ م ط}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{م ط}}} + \frac{\left[\text{مجـ م هـ}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{م هـ}}} + \frac{\left[\text{مجـ م ش}\right]^{٢}}{\text{ن}_{\text{م ش}}} - \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{\text{ن}}$$

– الخطوة (٦) – الخطوة (٩)

$$= \frac{\left[٤٣٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٣٢٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٦٣٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٣١٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٦٩٠\right]^{٢}}{٨}$$

$$+ \frac{\left[٥٢٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٣٠٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٥٣٠\right]^{٢}}{٨} - \frac{\left(٤٢٢٠\right)^{٢}}{٧٢}$$

– ٤٥٢,٧٨ – ١٧٧٠٢,٧٨

= ٢٦٧٢٢٥,٠٠ – ٢٤٧٣٣٨,٨٩ – ٤٥٢,٧٨ – ١٧٧٠٢,٧٨

= ١٧٣,٥٥

١٩ – درجات حرية تفاعل العاملين الثانى والثالث

= (عدد تقسيمات العامل الثانى – ١) × (عدد تقسيمات الثالث – ١)

= ٢ × ٢

= ٤

٢٠ –تباين تفاعل العاملين الأول والثالث = $\frac{١٧٣٠,٥٥}{٤}$

= ٤٣٢,٦٤

٢١– مجموع المربعات بخصوص تفاعل العوامل الثلاثة (الجنس والجنسية ومرحلة النمو)

$$= \frac{\left[\text{مجـ ذ ى ط}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١}} + \frac{\left[\text{مجـ ذ ى هـ}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٢}} + \ldots\ldots + \frac{\left[\text{مجـ ذ م ش}\right]^{٢}}{\text{ن}_{٩}}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ ث ى ط}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١٠}} + \ldots\ldots + \frac{\left[\text{مجـ ث م ش}\right]^{٢}}{\text{ن}_{١٨}} - \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{\text{ن}}$$

الخطوة (٣) – الخطوة (٦) – الخطوة (٩) – الخطوة(١٢) – الخطوة (١٥) – الخطوة (١٨)

$$= \frac{\left[١٨٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[١٤٠\right]^{٢}}{٨} + \frac{\left[٣٢٠\right]^{٢}}{٨} + \ldots\ldots + \frac{\left[٣٣٠\right]^{٢}}{٨}$$

$$+ \frac{\left[٢٥٠\right]^{٢}}{٨} + \ldots\ldots + \frac{\left[٢٠٠\right]^{٢}}{٨} - \frac{\left(٤٢٢٠\right)^{٢}}{٧٢}$$

– ٦٧٢,٢٢ – ٤٥٢,٧٨ – ١٧٧٠٢,٧٨ – ٢٥٢,٧٨ – ٤٠٥٢,٧٨ – ١٧٣٠,٥٥

= ٢٧٣٠٥٠,٠٠ – ٢٤٧٣٣٨,٨٩ – ٦٧٢,٢٢ – ٤٥٢,٧٨

– ١٧٧٠٢,٧٨ – ٢٥٢,٧٨ – ٤٠٥٢,٧٨ – ١٧٣٠,٥٥

= ٨٤٧,٢٢

٢٢– درجات حرية تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة

= (عدد تقسيمات العامل المستقل الأول – ١)

× (عدد تقسيمات العامل المستقل الثانى – ١)

× (عدد تقسيمات العامل المستقل الثالث – ١)

= (٢ – ١) × (٣ – ١) × (٣ – ١)

= ٤

٢٣ –تباين تفاعل العوامل الثلاثة = $\frac{٨٤٧,٢٢}{٤}$

= ٢١١,٨١

٢٤– مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

= مجموع المربعات الكلى – [حاصل جمع مجموع المربعات الخاصة بالعامل الأول والعامل الثانى والعامل الثالث وتفاعل العوامل الثلاثة]

= الخطوة (١) − [الخطوة (٣) + الخطوة (٦) + الخطوة (٩) + الخطوة (١٢)
+ الخطوة (١٥) + الخطوة (١٨) + الخطوة (٢١)]

= ٣٩٠٦١,١١ − [٦٧٢,٢٢ + ٤٥٢,٧٨ + ١٧٧٠٢,٧٨ + ٢٥٢,٧٨
+ ٤٠٥٢,٧٨ + ١٧٣٠,٥٥ + ٨٤٧,٢٢]

= ١٣٣٥٠,٠٠

٢٥ – درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات فى التصميم − عدد المجموعات

= ٧٢ − ١٨

= ٥٤

٢٦ – التباين داخل المجموعات = $\frac{١٣٣٥٠,٠٠}{٥٤}$

= ٢٤٧,٢٢

٢٧ – وعلينا أن نحسب قيم « ف » :

تأثير العامل الأول ف$_{١}$ = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

= $\frac{٦٧٢,٢٢}{٢٤٧,٢٢}$ = ٢,٧٢

عند درجات حرية ١ ، ٥٤ نجد أن ف$_{١}$ غير دالة إحصائياً

تأثير العامل الثانى ف$_{٢}$ = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

= $\frac{٢٢٦,٣٩}{٢٤٧,٢٢}$ = ,٩٢

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أنّ ف$_{٢}$ غير دالة إحصائياً

تأثير العامل الثالث ف$_{٣}$ = $\frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

$$= \frac{\text{٨٨٥١,٣٩}}{\text{٢٤٧,٢٢}} = \text{٣٥,٨٠}$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن $ف_{٣}$ غير دالة إحصائياً عند مستوى ٠١,

تأثير تفاعل العاملين الأول والثانى $ف_{٤} = \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

$$= \frac{\text{١٢٦,٣٩}}{\text{٢٤٧,٢٢}} = \text{,٥١}$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن $ف_{٤}$ غير دالة إحصائياً

تأثير تفاعل العاملين الأول والثالث $ف_{٥} = \frac{\text{الخطوة (١٧)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

$$= \frac{\text{٢٠٢٦,٣٩}}{\text{٢٤٧,٢٢}} = \text{٨,٢٠}$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن $ف_{٥}$ غير دالة إحصائياً عند مستوى ٠١,

تأثير تفاعل العاملين الثانى والثالث $ف_{٦} = \frac{\text{الخطوة (٢٠)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

$$= \frac{\text{٤٣٢,٦٤}}{\text{٢٤٧,٢٢}} = \text{١,٧٥}$$

عند درجات حرية ٤ ، ٥٤ نجد أن $ف_{٦}$ غير دالة إحصائياً

تأثير تفاعل العوامل الأول والثانى والثالث $ف_{٧} = \frac{\text{الخطوة (٢٣)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}$

$$= \frac{\text{٢١١,٨١}}{\text{٢٤٧,٢٢}} = \text{,٨٦}$$

عند درجات حرية ٤ ، ٥٤ نجد أن $ف_{٧}$ غير دالة إحصائياً

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصــدر التبـاين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
العامل الأول A	٦٧٢,٢٢	١	٦٧٢,٢٢	٢,٧٢	غير دال
العامل الثاني B	٤٥٢,٧٨	٢	٢٢٦,٣٩	,٩٢	غير دال
العامل الثالث C	١٧٧٠٢,٧٨	٢	٨٨٥١,٣٩	٣٥,٨٠	,٠١
تفـاعل AXB	٢٥٢,٧٨	٢	١٢٦,٣٩	,٥١	غير دال
تفـاعل AXC	٤٠٥٢,٧٨	٢	٢٠٢٦,٣٩	٨,٢٠	,٠١
تفـاعل BXC	١٧٣٠,٥٥	٤	٤٣٢,٦٤	١,٧٥	غير دال
تفـاعل AXBXC	٨٤٧,٢٢	٤	٢١١,٨١	,٨٦	غير دال
داخل المجموعات (الخطأ)	١٣٣٥٠,٠٠	٥٤	٢٤٧,٢٢		
الـكلى	٣٩٠٦١,١١	٧١			

وتظهر الصورة لتحليل التباين من هذا النوع تبعاً لحزمة البرامج Spss - X على النحو التالى :

Analysis of variance output

```
              PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE
          by  REGION   REGION OF INTERVIEW
              SEX
              RACE

                                        Sum of               Mean              Sig
Source of Variation                    Squares     DF      Square        F    of F

Main Effects                          2708.380     10     270.838    2.189   .018
   REGION                             1260.552      8     157.569    1.274   .255
   SEX                                  22.413      1      22.413     .181   .671
   RACE                               1425.415      1    1425.415   11.522   .001

2-Way Interactions                    3144.833     17     184.990    1.495   .092
   REGION    SEX                      1349.220      8     168.653    1.363   .211
   REGION    RACE                     1138.839      8     142.355    1.151   .328
   SEX       RACE                      534.154      1     534.154    4.318   .038

3-Way Interactions                    1663.399      6     277.233    2.241   .039
   REGION    SEX        RACE          1663.399      6     277.233    2.241   .039

Explained                            31232.135     34     918.592    7.425   .000

Residual                             52205.957    422     123.711

Total                                83438.092    456     182.978
```

وكما سبق أن أشرنا عند عرض تصميم تحليل التباين ثنائي الاتجاه ، فإن من واجب الباحث مراعاة كون تصميمه واحداً من ثلاثة .

النموذج الثابت Fixed Model أو النموذج العشوائي Random Model أو النموذج المختلط Mixed Model . وذلك لأن قيمة «ف» التي سوف تحسب للكشف عن التأثير يكون مقامها مختلفاً تبعاً لنموذج التصميم المطروح أمامنا .

وحدود تباين الخطأ المستخدمة كمقام لحساب قيم «ف» طبقاً للنماذج الثلاثة (الثابت – العشوائي – المختلط) عند استخدام تحليل التباين ثلاثي الاتجاه يمكن تلخيص أهمها على النحو التالي :

حد خطأ	النموذج الثابت	النموذج العشوائي	النموذج المختلط	
			A ثابت B عشوائي ، C ثابت	A عشوائي B ثابت ، C ثابت
العامل A	التباين داخل المجموعات	—	تباين تفاعل AXB	التباين داخل المجموعات
العامل B	التباين داخل المجموعات	—	التباين داخل المجموعات	تباين تفاعل AXB
العامل C	التباين داخل المجموعات	—	تباين تفاعل AXC	تباين تفاعل AXC
تفاعل AXB	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات
تفاعل AXC	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات
تفاعل BXC	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي
تفاعل ثلاثي AXBXC	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات

ومن الأفضل مراعاة أنه إذا وجدت دلائل نظرية تشير إلى انعدام التفاعل بين متغيرين أو جاءت قيمة هذا التفاعل أقل من أو تساوي التباين داخل المجموعات ، فإننا نأخذ عوضاً عنه حد التباين اللازم كمقام عند حساب «ف» بمثابة التباين داخل المجموعات .

ملاحظة : لقد سبق لنا مناقشة مشكلة عدم تساوي عدد الأفراد في خلايا التصميم عموماً ، وينسحب ذلك أيضاً على التصيم ثلاثي الاتجاه ، وعلى الرغم من أن الأساليب التي سبق شرحها مثل The Method of unweighted Means يمكن

الاستعانة بها فى تصميمنا الحالى بالإضافة إلى أساليب تعرض لها Bancroft وأشار إليها بالاستخدام Lehman إلا أن Takane, Ferguson ينصحان بتجنب التعامل مع خلايا غير متساوية من حيث عدد المفحوصين كلما كان ذلك ممكنا .

مثال : فى دراسة للكشف عن دور الحيوية (B) كمظهر ، وممارسة الرياضة (C) والجنس (A) على اليقظة العقلية لدى طلاب المرحلة الثانوية . اتبعت الإجراءات اللازمة لتقدير المتغيرات وجاءت البيانات كما هو موضح بالجدول التالى :

ذكور أ$_1$				إناث أ$_2$			
مفعم بالحيوية ب$_1$		غير مفعم بالحيوية ب$_2$		مفعم بالحيوية ب$_1$		غير مفعم بالحيوية ب$_2$	
يمارس جـ$_1$	لا يمارس جـ$_2$	يمارس جـ$_1$	لا يمارس جـ$_2$	يمارس جـ$_1$	لا يمارس جـ$_2$	يمارس جـ$_1$	لا يمارس جـ$_2$
٩٠	٦٩	٨٠	٦٤	٩٥	٧٠	٨٢	٦٠
٧٤	٥٨	٦٥	٦٩	٨٧	٦٢	٦٦	٥٨
٩٠	٦٠	٦٢	٥٨	٧٨	٥٨	٧١	٧٥
٨٤	٩٠	٧٢	٧٢	٩٢	٨٠	٦٢	٧٢
٩٥	٦٨	٧٨	٧٠	٨١	٦٥	٨٠	٦٥
مجـ أ$_1$ ب$_1$ جـ$_1$ ٤٢٣ ن$_1$ = ٥	مجـ أ$_1$ ب$_1$ جـ$_2$ ٣٤٥ ن$_2$ = ٥	مجـ أ$_1$ ب$_2$ جـ$_1$ ٣٥٧ ن$_3$ = ٥	مجـ أ$_1$ ب$_2$ جـ$_2$ ٣٣٣ ن$_4$ = ٥	مجـ أ$_2$ ب$_1$ جـ$_1$ ٤٣٣ ن$_5$ = ٥	مجـ أ$_2$ ب$_1$ جـ$_2$ ٣٣٥ ن$_6$ = ٥	مجـ أ$_2$ ب$_2$ جـ$_1$ ٣٦١ ن$_7$ = ٥	مجـ أ$_2$ ب$_2$ جـ$_2$ ٣٣٠ ن$_8$ = ٥
مجـ أ$_1$ ب$_1$ = ٧٧٨ ن أ$_1$ ب$_1$ = ١٠		مجـ أ$_1$ ب$_2$ = ٦٩٠ ن أ$_1$ ب$_2$ = ١٠		مجـ أ$_2$ ب$_1$ = ٧٦٨ ن أ$_2$ ب$_1$ = ١٠		مجـ أ$_2$ ب$_2$ = ٦٩١ ن أ$_2$ ب$_2$ = ١٠	
مجـ أ$_1$ = ١٤٦٨ ن أ$_1$ = ٢٠				مجـ أ$_2$ = ١٤٥٩ ن أ$_2$ = ٢٠			
مجـ س = ٢٩٢٧ ن = ٤٠							

١- مجموع المربعات الكلى

$$= (٩٠)^٢ + (٧٤)^٢ + (٩٠)^٢ + ... + (٦٥)^٢ - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{\text{ن}}$$

$$= ٢١٩٠٤٧,٠٠ - ٢١٤١٨٣,٢٣$$

$$= ٤٨٦٣,٧٧$$

٢ – درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= مجموع جميع درجات الحرية فى هذا التصميم (أتركها الآن)

٣ – مجموع المربعات بين الجنسين = $\frac{(١٤٦٨)^٢}{٢٠} + \frac{(١٤٥٩)^٢}{٢٠} - \frac{(٢٩٢٧)^٢}{٤٠}$

$$= ٢١٤١٨٥,٢٥ - ٢١٤١٨٣,٢٣$$

$$= ٢,٠٢$$

٤ – درجات الحرية بين الجنسين = ٢ – ١

= ١

٥ –التباين بين الجنسين = $\frac{٢,٠٢}{١}$

$$= ٢,٠٢$$

٦– مجموع المربعات بين مستويات الحيوية

$$= \frac{(١٥٤٦)^٢}{٢٠} + \frac{(١٣٨١)^٢}{٢٠} - \frac{(٢٩٢٧)^٢}{٤٠}$$

$$= ٢١٤٨٦٣,٨٥ - ٢١٤١٨٣,٢٣$$

$$= ٦٨٠,٦٢$$

٧ – درجات الحرية بين مستويات الحيوية = ٢ – ١

= ١

٨ – التباين بين مستويات الحيوية $= \frac{٦٨٠,٦٢}{١}$

$= ٦٨٠,٦٢$

٩ – مجموع المربعات بين فئات المتغير المستقل الثالث

$$= \frac{(١٥٨٤)^{٢}}{٢٠} + \frac{(١٣٤٣)^{٢}}{٢٠} - \frac{(٢٩٢٧)^{٢}}{٤٠}$$

$= ٢١٥٦٣٥,٢٥ - ٢١٤١٨٣,٢٣$

$= ١٤٥٢,٠٢$

١٠ – درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الثالث = ٢ – ١

= ١

١١ – التباين بين فئات المتغير المستقل الثالث $= \frac{١٤٥٢,٠٢}{١}$

$= ١٤٥٢٠٢$

ولإيجاد التفاعلات الثنائية بين العوامل نأخذ كل اثنين منها على حدة مع إغفال وجود العامل الثالث ، أى أننا نعتبر أن اثنين من العوامل موجودة وحدها فقط ، ففى حالةالعاملين الأول (الجنس) والثانى (الحيوية) يمكن توضيح القيم التى سوف تستخدم بالجدول التالى وهى مشتقة من بيانات الجدول الذى يسبقه فى هذه المسألة :

الجنس / الحيوية	ذكور $أ_{١}$	إناث $أ_{٢}$
مفعم $ب_{١}$	٧٧٨	٧٦٨
غير مفعم $ب_{٢}$	٦٩٠	٦٩١

١٢ – مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والحيوية

$$= \frac{(٧٧٨)^٢}{١٠} + \frac{(٧٦٨)^٢}{١٠} + ... + \frac{(٦٩١)^٢}{١٠} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

– الخطوة (٣) – الخطوة (٦)

= ٢١٤٨٦٨,٩٠ – ٢١٤١٨٣,٢٣ – ٢,٠٢ – ٦٨٠,٦٢

= ٣,٠٣

١٣ – درجات حرية تفاعل عاملى الجنس والحيوية = (٢ – ١) × (٢ – ١)

= ١ × ١

= ١

١٤ – تباين تفاعل عاملى الجنس والحيوية $= \frac{٣,٠٣}{١}$

= ٣,٠٣

وعلينا الان أيضـًا أن نأخـذ العـاملين الأول (الجنس) ، الثـالث (ممارسـة الرياضة) مع إغفال وجود العامل الثانى (الحيوية) ، والجدول القادم يوضح القيم التى سوف يتم التعامل معها وهو مشتق من الجدول الموجود مع بداية المسألة :

الجنس / الرياضة	ذكور $أ_١$	إناث $أ_٢$
يمارس $جـ_١$	٧٩٠	٧٩٤
لايمارس $جـ_٢$	٦٧٨	٦٦٥

١٥ – مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والرياضة

$$= \frac{(٧٩٠)^٢}{١٠} + \frac{(٧٩٤)^٢}{١٠} + ... + \frac{(٦٦٥)^٢}{١٠} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن} - الخطوة(٣) - الخطوة(٩)$$

= ٢١٥٦٤٤,٥٠ – ٢١٤١٨٣,٢٣ – ٢,٠٢ – ١٤٥٢,٠٢

= ٧,٢٣

١٦ – درجات حرية تفاعل عاملي الجنس والرياضة = (٢ – ١) × (٢ – ١)

= ١ × ١

= ١

١٧ – تباين تفاعل عاملي الجنس والرياضة $= \frac{٧,٢٣}{١}$

= ٧,٢٣

وعلينا أن نأخذ العاملين الثاني والثالث مع إهمال الأول ، ويكون جدول البيانات كما يلي :

الحيوية / الرياضة	مفعم $ب_١$	غير مفعم $ب_٢$
يمارس $جـ_١$	٨٦٦	٧١٨
لايمارس $جـ_٢$	٦٨٠	٦٦٣

١٨ – مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملي الحيوية والرياضة

$$= \frac{(٨٦٦)^٢}{١٠} + \frac{(٧١٨)^٢}{١٠} + ... + \frac{(٦٦٣)^٢}{١٠} - \frac{(مجـ\ س)^٢}{ن}$$

– الخطوة (٦) – الخطوة (٩)

= ٢١٦٧٤٤,٩٠ – ٢١٤١٨٣,٢٣ – ٦٨٠,٦٢ – ١٤٥٢,٠٢

= ٤٢٩,٠٣

١٩ – درجات حرية تفاعل عاملى الحيوية والرياضة = (٢ – ١) × (٢ – ١)

= ١ × ١

= ١

٢٠ – تباين تفاعل عاملى الحيوية والرياضة $= \frac{٤٢٩,٠٣}{١}$

= ٤٢٩,٠٣

٢١– مجموع المربعات بخصوص تفاعل العوامل الثلاثة (الجنس والحيوية والرياضة)

$$= \frac{(٤٣٣)^٢}{٥} + \frac{(٣٤٥)^٢}{٥} + ... + \frac{(٣٣٠)^٢}{٥} - \frac{(\text{مجـ س})^٢}{ن}$$

– الخطوة (٣) – الخطوة (٦) – الخطوة (٩)

– الخطوة (١٢) – الخطوة (١٥) – الخطوة (١٨)

= ٢١٦٧٥٧,٤٠ – ٢١٤١٨٣,٢٣ – ٢,٠٢ – ٦٨٠,٦٢ – ١٤٥٢,٠٢

– ٣,٠٣ – ٧,٢٣ – ٤٢٩,٠٣

= ,٢٢

٢٢– درجات حرية تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة

= (٢ – ١) × (٢ – ١) × (٢ – ١)

= ١ × ١ × ١

= ١

٢٣ – تباين تفاعل العوامل الثلاثة $= \frac{,٢٢}{١}$

= ,٢٢

٢٤ – مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

= الخطوة (١) – [الخطوة (٣) + الخطوة (٦) + الخطوة (٩) + الخطوة (١٢)

+ الخطوة (١٥) + الخطوة (١٨) + الخطوة (٢١)]

= ٤٨٦٣,٧٧ - [٢,٠٢ - ٦٨٠,٦٢ - ١٤٥٢,٠٢ - ٣,٠٣
- ٧,٢٣ - ٤٢٩,٠٣ - ,٢٢]

= ٤٨٦٣,٧٧ - ٢٥٧٤,١٧

= ٢٢٨٩,٦٠

٢٥- درجات الحرية داخل المجموعات= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

= ٤٠ - ٨

= ٣٢

٢٦ - التباين داخل المجموعات $= \frac{٢٢٨٩,٦٠}{٣٢}$

= ٧١,٥٥

٢٧- وعلينا أن نحسب قيم « ف » :

تأثير العامل الأول $ف_{١} = \frac{٢,٠٢}{٧١,٥٥} = ,٠٣$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_{١}$ غير دالة

تأثير العامل الثانى $ف_{٢} = \frac{٦٨٠,٦٢}{٧١,٥٥} = ٩,٥١$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_{٢}$ دالة إحصائيا عند مستوى ٠١,

تأثير العامل الثالث $ف_{٣} = \frac{١٤٥٢,٠٢}{٧١,٥٥} = ٢٠,٢٩$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_{٣}$ دالة علد مستوى ٠١,

تأثير تفاعل $A \times B = \frac{٣,٠٣}{٧١,٥٥} = ,٠٤$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_{٤}$ غير دالة

$$\text{تأثير تفاعل } A \times C = \frac{٧,٢٣}{٧١,٥٥} = ,١٠$$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_م$ غير دالة

$$\text{تأثير تفاعل } B \times C = \frac{٤٢٩,٠٣}{٧١,٥٥} = ٥,٩٩$$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_م$ دالة عند مستوى ٠٥,

$$\text{تأثير تفاعل } A \times B \times C = \frac{,٢٢}{٧١,٥٥} = ,٠٠٣$$

عند درجات حرية ١ ، ٣٢ نجد أن $ف_م$ غير دالة إحصائيا .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
العامل الأول A	٢,٠٢	١	٢,٠٢	,٠٣	غير دالة
العامل الثانى B	٦٨٠,٦٢	١	٦٨٠,٦٢	٩,٥١	,٠١
العامل الثالث C	١٤٥٢,٠٢	١	١٤٥٢,٠٢	٢٠,٢٩	,٠١
تفاعل AXB	٣,٠٣	١	٣,٠٣	,٠٤	غير دالة
تفاعل AXC	٧,٢٣	١	٧,٢٣	,١٠	غير دالة
تفاعل BXC	٤٢٩,٠٣	١	٤٢٩,٠٣	٥,٩٩	,٠٥
تفاعل AXBXC	٠٠,٢٢	١	٠٠,٢٢	,٠٠٣	غير دالة
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٢٨٩,٦٠	٣٢	٧١,٥٥		
الكلى	٤٨٦٣,٧٧	٣٩			

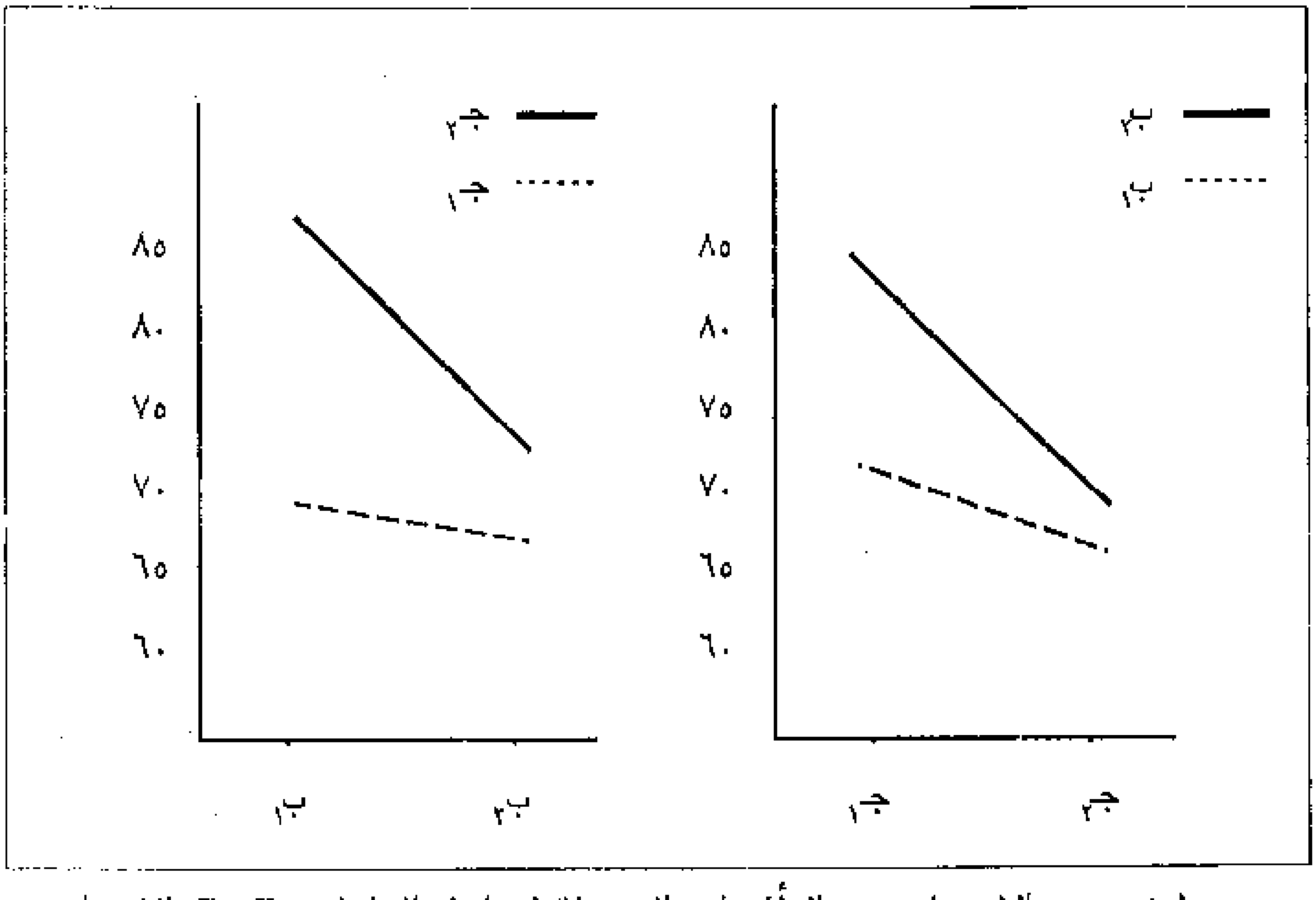
التفاعل بين المتغيرات :

والآن يمكننا توضيح التفاعل الذى ظهر له دلالة عن طريق الرسم . ولما كان التفاعل الدال هو الخاص بالعاملين الثانى (B) والثالث (C) فإن الأمر يتطلب رصد قيم

المتوسطات للبيانات فى ضوء هذين العاملين ، ويكون بقسمة المجاميع على (١٠) وبالتالى نحصل على الجدول التالى :

الحيوية / الرياضة	يمارس $جـ_١$	لايمارس $جـ_٢$
مفعم $ب_١$	٨٦,٦٠	٦٨,٠٠
غير مفعم $ب_٢$	٧١,٨٠	٦٦,٣٠

ويمكننا اتخاذ المحور الرأسى هو قيم المتغير التابع (اليقظة العقلية) واعتبار المحور الأفقى يمثل عامل الحيوية بمستوياته ($ب_١$ ، $ب_٢$) أو يمثل عامل ممارسة الرياضة بأنواعه ($جـ_١$ ، $جـ_٢$) وتحديد قيم المتوسطات الموضحة بخلايا الجدول أعلاه .



ولمزيد من الإيضاح عن التأثيرات البسيطة لتفاعل العاملين B ، C الذى اتضح وجود دلالة إحصائية لتأثيره يمكننا عرض الأمر على النحو التالى :

١ – نتحقق من التأثيرات البسيطة للعامل B عند كل مستوى من مستويات العامل C أى عند $ج_١$ ، $ج_٢$:

٢ – نتحقق من التأثيرات البسيطة للعامل C عند كل مستوى من مستويات العامل B أى عند $ب_١$ ، $ب_٢$ وذلك كما يلى :

أ – التأثيرات البسيطة للعامل B

البيانات المتعامل معها فى هذه الحالة تكون :

	$ج_١$	$ج_٢$	المجموع
$ب_١$	٨٦٦	٦٨٠	١٥٤٦
$ب_٢$	٧١٨	٦٦٣	١٣٨١
المجموع	١٥٨٤	١٣٤٣	٢٩٢٧

مجموع مربعات B الخاصة بـ $ج_١$ = $\frac{(٨٦٦)^٢}{١٠} + \frac{(٧١٨)^٢}{١٠} - \frac{(١٥٨٤)^٢}{٢٠}$

= ١٢٦٥٤٨,٠٠ – ١٢٥٤٥٢,٨٠

= ١٠٩٥,٢٠

مجموع مربعات B الخاصة بـ $ج_٢$ = $\frac{(٦٨٠)^٢}{١٠} + \frac{(٦٦٣)^٢}{١٠} - \frac{(١٣٤٣)^٢}{٢٠}$

= ٩٠١٩٦,٩٠ – ٩٠١٨٢,٤٥

= ١٤,٤٥

ويجب ملاحظة أن :

مجموع مربعات B الخاصة بـ $ج_١$ + مجموع مربعات B الخاصة بـ $ج_٢$

تساوى مجموع مربعات B + مجموع مربعات تفاعل $B \times C$

ورقميا نجد الطرفين كما يلى :

٤٢٩,٠٣ + ٦٨٠,٦٢ = ١٤,٤٥ + ١٠٩٥,٢٠

١١٠٩,٦٥ = ١١٠٩,٦٥

ولما كان حد الخطأ (تباين الخطأ) المستخدم للتحقق تأثير العامل B هو التباين داخل المجموعات وهو أيضا الحد اللازم لحساب قيمة «ف» اللازمة لمعرفة تأثير التفاعل B × C لذلك يمكن استخدام نفس الخطأ لحساب قيمة «ف» اللازمة للكشف عن تأثير العامل B بخصوص جـ$_1$ وكذا للكشف عن تأثير العامل B بخصوص جـ$_2$ ، ومقدار التباين داخل المجموعات سبق حسابه وجاءت قيمته ٢٢٨٩,٦٠ ، بدرجات حرية ٣٢ .

ويمكن تلخيص التأثيرات البسيطة للعامل B كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
B بخصوص جـ$_1$	١٠٩٥,٢٠	١	١٠٩٥,٢٠	١٥,٣١	,٠١
B بخصوص جـ$_2$	١٤,٤٥	١	١٤,٤٥	,٢٠	غير دال
داخل المجموعات	٢٢٨٩,٦٠	٣٢	٧١,٥٥		

ويلاحظ أنه بخصوص جـ$_1$ وجدت دلالة احصائية ، بينما لم تتأكد هذه الدلالة بخصوص جـ$_2$.

ويؤكد هذه الدلالة الإحصائية الخاصة بـ جـ$_1$ الانحدار الواضح . أو الميل الواضح Slope فى الخط المرسوم غير المتقطع فى بروفيل التفاعل الموجود على اليسار فى الشكل السابق . بينما لا نجد نفس الانحدار أو الميل بخصوص جـ$_2$ فالخط المرسوم المتقطع يكاد يوازى تقريباً المحور الأفقى .

ب – التأثيرات البسيطة للعامل C

البيانات المتعامل معها فى هذه الحالة تكون نفس بيانات الجدول السابق

	$جـ_1$	$جـ_2$	المجموع
$ب_1$	٨٦٦	٦٨٠	١٥٤٦
$ب_2$	٧١٨	٦٦٣	١٣٨١
المجموع	١٥٨٤	١٣٤٣	٢٩٢٧

مجموع مربعات C الخاصة بـ $ب_1$ = $\frac{(٨٦٦)^٢}{١٠} + \frac{(٦٨٠)^٢}{١٠} - \frac{(١٥٤٦)^٢}{٢٠}$

= ١٢١٢٣٥,٦٠ − ١١٩٥٠٥,٨

= ١٧٢٩,٨٠

مجموع مربعات C الخاصة بـ $ب_2$ = $\frac{(٧١٨)^٢}{١٠} + \frac{(٦٦٣)^٢}{١٠} - \frac{(١٣٨١)^٢}{٢٠}$

= ٩٥٥٠٩,٣٠ − ٩٥٣٥٨,٠٥

= ١٥١,٢٥

ويجب ملاحظة أن :

مجموع مربعات C الخاصة بـ $جـ_1$ + مجموع مربعات C الخاصة بـ $جـ_2$

تساوى مجموع مربعات C + مجموع مربعات تفاعل $B \times C$

١٧٢٩,٨٠ + ١٥١,٢٥ = ١٤٥٢,٠٢ + ٤٢٩,٠٣

١٨٨١,٠٥ = ١٨٨١,٠٥

وعلى نفس المنوال فإن حد الخطأ اللازم لحساب قيم «ف» هو التباين داخل المجموعات ٢٢٨٩,٦٠ بدرجات حرية ٣٢ .

ويمكن تلخيص التأثيرات البسيطة للعامل C كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
C بخصوص $ب_١$	١٧٢٩,٨٠	١	١٧٢٩,٨٠	٢٤,٢٨	٠,٠١
C بخصوص $ب_٢$	١٥١,٢٥	١	١٥١,٢٥	٢,١٢	غير دال
داخل المجموعات	٢٢٨٩,٦٠	٣٢	٧١,٥٥		

ويلاحظ أنه بخصوص $ب_١$ وجدت دلالة إحصائية ، بينما لم تتأكد هذه الدلالة بخصوص $ب_٢$.

ويؤكد هذه الدلالة الإحصائية الخاصة بـ $ب_١$ الانحدار الواضح أو الميل Slope الواضح في الخط المرسوم غير المتقطع في بروفيل التفاعل الموجود على اليمين في الشكل السابق . بينما لا نجد نفس الانحدار أو الميل بخصوص $ب_٢$.

وربما يتطرق إلى ذهن القارىء الآن ماذا عن بعض ما يجب إذا أردنا الكشف عن التفاعل الثلاثي عن طريق الرسم .

إن الأمر يتطلب مراجعة النقطتين التاليتين بداية على اعتبار أن لدينا ثلاثة عوامل هي A، B، C .

١ – التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ يكون منعدما إذا كان شكل البروفيل لأي عاملين من العوامل الثلاثة في كل مستوى من مستويات العامل الثالث مشابهة لشكل النموذج الناتج من ربط هذه المستويات الخاصة بالعامل الثالث .

٢ – التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ يكون منعدما إذا كان شكل البروفيل لأي عاملين من العوامل الثلاثة في كل مستوى من مستويات العامل الثالث متوازية ، وبالطبع مشابهة لشكل النموذج الناتج من ربط هذه المستويات الخاصة بالعامل الثالث .

والآن نفرض أننا بصدد استخدام بيانات المثال السابق ، ولنفرض أننا سوف نبحث عن BC لدى الذكور $أ_١$ ثم لدى الإناث $أ_٢$ ثم عند ربطهما معا Combined $\frac{(أ_١ + أ_٢)}{٢}$ أن القيم الخاصة بالمتوسطات تظهر لنا كما يلي :

B C

عند أ١

	ج١	ج٢
ب١	٨٦,٦٠	٦٩,٠٠
ب٢	٧١,٤٠	٦٦,٦٠

B C

عند أ٢

	ج١	ج٢
ب١	٨٦,٦٠	٦٧,٠٠
ب٢	٧٢,٢٠	٦٦,٠٠

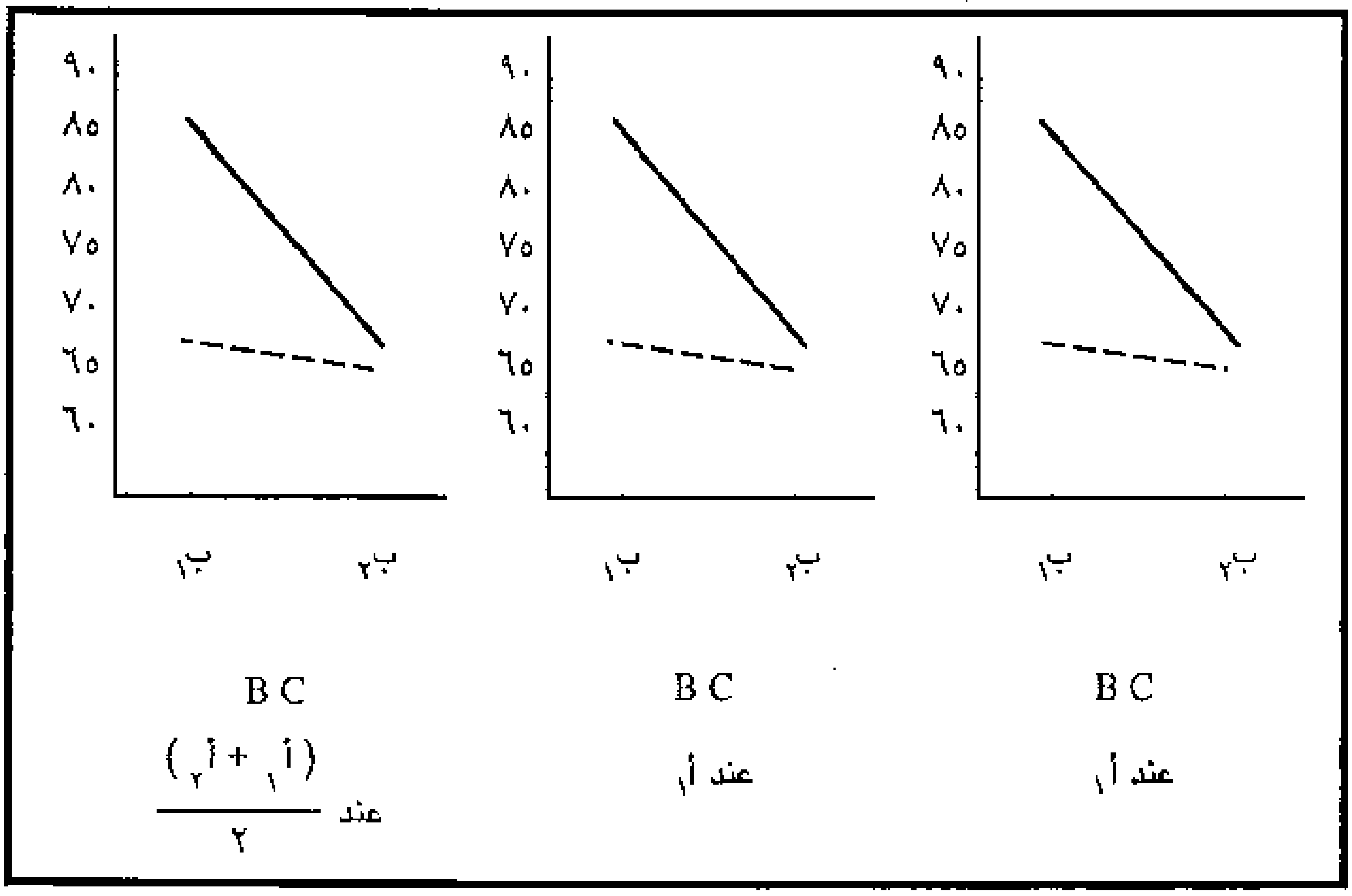
B C

عند (أ١ + أ٢) ÷ ٢

	ج١	ج٢
ب١	٨٦,٦٠	٦٨,٠٠
ب٢	٧١,٨٠	٦٦,٣٠

والقيم الموضحة بالجداول أعلاه هى قيم المتوسطات للمجموعات الموضوعة فى خلايا الجدول الرئيسى بالمسألة مع مراعاة أن الجدول الثالث فى اليسار ينتج من جمع المتوسطات المتناظرة والقسمة على (٢) من الجدولين الموضحين قبله على اليمين .

والآن سوف نرسم بيانات كل جدول من الجداول الثلاثة السابقة



يلاحظ التشابه بين الأشكال الثلاثة ، ومن ثم يؤكد أن التفاعل بين العوامل الثلاثة $A \times B \times C$ غير دال إحصائيا .

ولمزيد من الإيضاح فإننا سوف نبحث عن AB لدى من يمارس الرياضة ج١ ولدى من لا يمارس الرياضة ج٢ ثم عند ربطهما معا $\left(\frac{\text{ج}_1 + \text{ج}_2}{2}\right)$ أن القيم الخاصة

بالمتوسطات تظهر لنا كما يلي :

A B

عند جـ١

	ب١	ب٢
أ١	٨٦,٦٠	٧١,٤٠
أ٢	٨٦,٦٠	٧٢,٢٠

A B

عند جـ٢

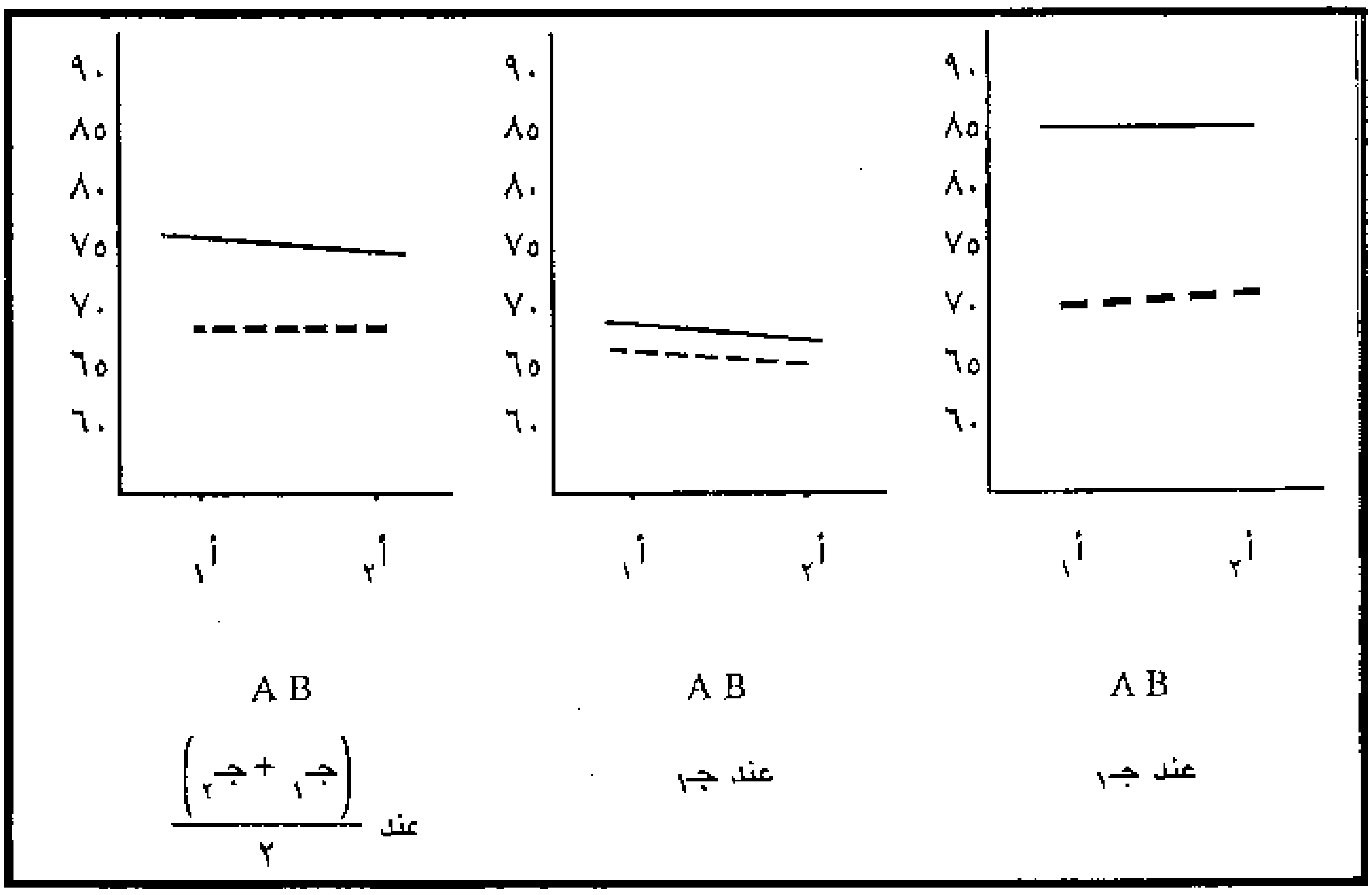
	ب١	ب٢
أ١	٦٩,٠٠	٦٦,٦٠
أ٢	٦٧,٠٠	٦٦,٠٠

A B

عند (جـ١ + جـ٢) ÷ ٢

	ب١	ب٢
أ١	٧٧,٨٠	٦٩,٠٠
أ٢	٧٦,٨٠	٦٩,١٠

والآن سوف نرسم بيانات كل جدول من الجداول الثلاثة أعلاه .



ويلاحظ التشابه بين الأشكال الثلاثة وتكاد الخطوط تكون متوازية وهذا يشر إلى عدم دلالة التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$.

ملاحظة : في المثال السابق كان التصميم على النمط ٢ × ٢ × ٢ ولذلك فعند الكشف عن دلالة التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ عن طريق الرسم اتضح لنا تساوي الجهد المبذول عندما بحثنا BC عند مستويين من العامل A (الجنس) بالجهد المبذول عندما بحثنا AB عند مستويين العامل C (ممارسة الرياضة) .

ولكن إذا كان التصميم على النمط ٢ × ٣ × ٤ فإنه عند الكشف عن دلالة التفاعل $A \times B \times C$ عن طريق الرسم يكون الأسهل البحث عن BC عند مستويات A

حيث أن A سوف يكون لها فقط مستويات هما أ١ ، أ٢ بينمالو بحثنا AB عند مستويات C فإن الجهد يتضاعف لأن مستويات C سوف تكون أربعة جـ١ ، جـ٢ ، جـ٣، جـ٤ وبالتالي سوف يتطلب الأمر خمس رسومات أو بروفيلات .

وبطبيعة الحال لو فرضنا أن العامل A اتضح وجود تأثير له على اليقظة العقلية وذلك عندما تأتي ف١ دالة إحصائيا ، فإن الأمر يكون لصالح المجموعة صاحبة المتوسط الأعلى أ١ أو أ٢

وبطبيعة الحال أيضا إذا كان العامل A له مستويات أ١ ، أ٢ ، أ٣ وليس أ١ ، أ٢ وجاءت ، ف١ ، دالة احصائيا ومشيرة إلى تأثير العامل A على اليقظة العقلية فإن الأمر يجب أن يعقبه اختبار مثل اختبار توكي Tukey للمقارنات البعدية . حتى نتعرف إلى أي المجموعات تعود الفروق .

ومن الهام أن نذكر أن اختبار لتجانس المجموعات كان من الواجب إجراؤه قبل البدء باستخدام البيانات المعطاه في تحليل التباين مهما كان نوعه ، وفي مثالنا الحالي كنا أمام تحليل تباين ثلاثي الاتجاه على النمط ٢ × ٢ × ٢ . أي أن لدينا ثماني مجموعات كان من الواجب التحقق من تجانس التباين بينها .

وإن كان حساب تجانس التباين للمجموعات الثماني جاء متأخرا الان إلا أننا سوف نقوم باستخدام اختبار Hartley`s Fmax الذي سبقت الإشارة إليه .

والجدول التالي يوضح المجموعات الثماني وقيم التباين الخاصة بكل مجموعة.

علما بأن $ع^٢ = \frac{مجـ\ س^٢}{ن - ١} - \left(\frac{مجـ\ س}{ن - ١}\right)^٢$

أو $ع^٢ = \frac{مجـ\left(س - \overline{س}\right)^٢}{ن - ١}$

المجموعة	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	الخامسة	السادسة	السابعة	الثامنة
قيمة التباين	٦٤,٨٠	١٦١,٠	٦١,٨٠	٣١,٨٠	٥١,٣٠	٧٢,٠٠	٧٥,٢٠	٥٤,٢٠

وعلينا أن نحسب $ف_{العظمى}$ Fmax

$$ف_{العظمى} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

$$= \frac{١٦١,٠٠}{٣١,٨٠}$$

$$= ٥,٠٦$$

وعند درجات حرية = [تقسيمات A × تقسيمات B × تقسيمات C ، ن – ١]

= [٢ × ٢ × ٢ ، ٥ – ١]

= ٨ ، ٤

وبالكشف فى جدول هارتلى نجد القيمة الجدولية ٣٧,٥٠

وعلى هذا فالقيمة المحسوبة (٥,٠٦) أقل من القيمة الجدولية أى أنه لا توجد فروق بين تباينات المجموعات الثمانى .

وهذا يجعلنا نطمئن لتوفر شرط تجانس المجموعات والتعامل مع البيانات المعطاه مباشرة ، وإن كان ذلك واجب عمله قبل إجراء تحليل التباين .

الفصل الثالث عشر

تحليل التبـــاين لمتغيرات متعـــددة

تحليل التباين لمتغيرات متعددة
Multivariate Analysis of Variance

مقـــدمة :

عرضنا فيما سبق أساليب لتحليل التباين كان المتغير التابع فيها وحيداً ، ويطلق على هذه الأساليب تحليل التباين لمتغير وحيد أو من النوع أحادى المتغير التابع Univariate فعلى سبيل المثال كنا نقارن مجموعات أربع من جنسيات مختلفة فى متغير تابع وحيد مثل العصابية ، ولكن الأمر الذى يهمنا الان هو مقارنة المجموعات الأربع من جنسيات مختلفة فى متغيرين تابعين أو أكثر فى نفس الوقت ، إن وجود متغيرين تابعين يجعلنا أمام أساليب أخرى لتحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة Multivariate والذى يسمى اختصاراً MANOVA .

طريقة التحليل :

وعموما فإنه فى حالة تحليل التباين أحادى الاتجاه لمتغيرات متعددة (P) ولمعالجات مختلفة (K) على عينات حجم كل منها (ن) .

فإذا كانت المتغيرات التابعة اثنين هما العصابية والانبساطية فإن P = ٢

وإذا قيست هذه المتغيرات لدى ثلاث جنسيات مثلا فإن K = ٣

وتم أخذ ثمانية أفراد عشوائيا من كل جنسية مثلا فإن ن = ٨

وبطبيعة الحال فإنه يمكن قياس متغيرى العصابية والانبساط لدى أى عدد من الجنسيات ويأتى الشكل العام للدرجات كما يوضحه الجدول القادم .

ويكون المطلوب التحقق من الفرض الصفرى

$$\overline{س}_{Ai} = \overline{س}_{Bi} = \cdots\cdots = \overline{س}_{Ki}$$

$$\overline{س}_{بA} = \overline{س}_{بB} = \cdots\cdots = \overline{س}_{بK}$$

فإننا نستخدم تمهيداً لحساب قيمة « ف » كلية فيما بعد نسبة ترجيحية Likelihood Ratio اقترحها العالم Wilks وأطلق عليها الرمز Λ ويقرأ Lambda بحيث أن :

$\Lambda = \dfrac{|S_w|}{|S_b + S_w|}$ علما بأن | | يسمى محدد المصفوفة

| Sb + Sw |

$$= \frac{\begin{bmatrix} S_{w\,12} & S_{w\,11} \\ S_{w\,22} & S_{w\,21} \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} S_{b\,12} & S_{b\,11} \\ S_{b\,22} & S_{b\,21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{w\,12} & S_{w\,11} \\ S_{w\,22} & S_{w\,21} \end{bmatrix}}$$

حيث S_w : مجموع المربعات داخل المجموعات

S_b : مجموع المربعات بين المجموعات

[ ] : يسمى مصفوفة

وسوف يتضح الأمر أكثر فيما بعد

وعلينا بعد حساب Λ أن نحسب قيمة « ف » كلية كما يلى :

(i) عندما P = ٢ (المتغيرات التابعة) ، عندما (المتغيرات المستقلة) أى عدد فإننا نحسب «ف» كما يلى :

$$\text{ف} = \frac{١ - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \times \frac{\left[ن \times K - K - ١ \right]}{K - ١}$$

بدرجات حرية [٢ (K − ١) ، ٢ (ن × K − K − ١)]

(ii) عندما P يصبح أى عدد (المتغيرات التابعة) ، K = ٢ (المتغيرات المستقلة)

فإننا نحسب « ف » كما يلى :

$$\text{ف} = \frac{١ - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \times \frac{\left[٢ \times K - P - ١ \right]}{P}$$

بدرجات حرية [P ، (٢ × K − P − ١)]

(iii) عندما P يصبح أى عدد (المتغيرات التابعة) ، K = ٣ (المتغيرات المستقلة)

نحسب « ف » كما يلى :

$$ف = \frac{١ - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \times \frac{\left[٣ \times K - P - ٢ \right]}{P}$$

بدرجات حرية $\left[٢ \times P ،\ ٢ \left(ن \times K - P - ٢ \right) \right]$

ملاحظة : الشكل الاتى يسمى مصفوفة $ص = \begin{bmatrix} ٤ & ٣ \\ ٧ & ٥ \end{bmatrix}$

وحينما نكتب $|ص|$ نقول محدد المصفوفة ص "Determinat of "y

وقيمة $|ص| = (٤) \times (٥) - (٣) \times (٧)$

$= ٢٠ - ٢١$

$= -١$

وفيما يلى الخطوات اللازمة للكشف عن دلالة الفروق مبتدئين بجدول للبيانات كما يلى :

المعالجة الأولى A بريطانيون		المعالجة الثانية B فرنسيين		المعالجة الثالثة C يابانيون		....	المعالجة الأخيرة K صوماليون	
س أ	س ب	س أ	س ب	س أ	س ب	.....	س أ	س ب
س أ١ A	س ب١ A	⋮				.....	س أ١ K	
س أ٢ A	س ب٢ A		⋮			.....	س أ٢ K	
س أ٣ A	س ب٣ A						⋮	
⋮	⋮			⋮	⋮	.....	⋮	⋮
س أن A	س بن A						س أن K	
مج س أ A	مج س ب A	مج س أ B	مج س ب B	...	...	...	مج س أن K	مج س ن ب K

١ – نحسب مجـ $س_{أ}$ = مجـ $س_{أA}$ + مجـ $س_{أB}$ + .. + مجـ $س_{أK}$

٢ – نحسب مجـ $س_{ب}$ = مجـ $س_{بA}$ + مجـ $س_{بB}$ + .. + مجـ $س_{بK}$

٣ – مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع أ (العصابية)

$$= \left(س_{1أA}\right)^{2} + \left(س_{2أA}\right)^{2} + ... + \left(س_{1أB}\right)^{2} + \left(س_{2أB}\right)^{2}$$

$$+ .... + \left(س_{نأK}\right)^{2} - \frac{\left(\text{مجـ } س_{أ}\right)^{2}}{ن \times K}$$

٤– مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ $(S_{b\,11})$

$$= \frac{\left(\text{مجـ } س_{أA}\right)^{2}}{ن} + \frac{\left(\text{مجـ } س_{أB}\right)^{2}}{ن} + ... + \frac{\left(\text{مجـ } س_{أK}\right)^{2}}{ن} - \frac{\left(\text{مجـ } س_{أ}\right)^{2}}{ن \times K}$$

٥– مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ $(S_{w\,11})$

= الخطوة (٣) – الخطوة (٤)

٦ – مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع ب (الانبساطية)

$$= \left(س_{1بA}\right)^{2} + \left(س_{2بA}\right)^{2} + ... + \left(س_{1بB}\right)^{2} + \left(س_{2بB}\right)^{2}$$

$$+ .... + \left(س_{نبK}\right)^{2} - \frac{\left(\text{مجـ } س_{ب}\right)^{2}}{ن \times K}$$

٧ – مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ $(S_{b\,22})$

$$= \frac{\left(\text{مجـ } س_{بA}\right)^{2}}{ن} + \frac{\left(\text{مجـ } س_{بB}\right)^{2}}{ن} + ... + \frac{\left(\text{مجـ } س_{بK}\right)^{2}}{ن} - \frac{\left(\text{مجـ } س_{ب}\right)^{2}}{ن \times K}$$

٨ – مجموع المربعا ت داخل المجموعات للمتغير التابع ب $(S_{w\,22})$

= الخطوة (٦) – الخطوة (٧)

٩ – مجموع المربعا ت الكلى لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب

$$= \left[\text{س}_{\text{أ}١A} \times \text{س}_{\text{ب}١A}\right]^{٢} + \left[\text{س}_{\text{أ}٢A} \times \text{س}_{\text{ب}٢A}\right]^{٢}$$

$$+ \left[\text{س}_{\text{أ}٢A} \times \text{س}_{\text{ب}٢A}\right]^{٢} + \dots\dots + \left[\text{س}_{\text{أ}١K} \times \text{س}_{\text{ب}١K}\right]^{٢}$$

$$+ \dots\dots + \left[\text{س}_{\text{أ}\text{ن}K} \times \text{س}_{\text{ب}\text{ن}K}\right]^{٢} - \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{أ}}\right] \times \left[\text{مجـ س}_{\text{ب}}\right]}{\text{ن} \times \mathbf{K}}$$

١٠– مجموع المربعات بين المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب $(S_{b\,12})$

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{أ}A}\right] \times \left[\text{مجـ س}_{\text{ب}A}\right]}{\text{ن}} + \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{أ}B}\right] \times \left[\text{مجـ س}_{\text{ب}B}\right]}{\text{ن}} + \dots$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{أ}K}\right] \times \left[\text{مجـ س}_{\text{ب}K}\right]}{\text{ن}} - \frac{\left[\text{مجـ س}_{\text{أ}}\right] \times \left[\text{مجـ س}_{\text{ب}}\right]}{\text{ن} \times \mathbf{K}}$$

١١– مجموع المربعات داخل المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب $(S_{w\,12})$

= الخطوة (٩) – الخطوة (١٠)

١٢– نحسب قيمة لمبادا Λ بالقانون الذى سبق عرضه .

١٣– نحسب قيمة ، ف ، مع مراعاة عدد **P** ، عدد **K** كما سبق عرضه .

مثال : على ثلاث مجموعات من طلاب الثانوى طبق اختبار للابتكار وآخر للثقة بالنفس وجاءت البيانات كما يوضحها الجدول التالى :

	الثانوى العام A		الثانوي الصناعى B		الثانوي الزراعى C	
	ابتكار أ	الثقة ب	ابتكار أ	الثقة ب	ابتكار أ	الثقة ب
	٤	١٠	٨	١٢	١٠	١٨
	٨	١٦	٩	١٥	٦	١٠
	٧	١٦	٨	١٢	٦	٩
	٩	١٨	٧	١١	٨	١٦
	٢	٧	٤	٧	١٠	١٨
المجموع	٣٠	٦٧	٣٦	٥٧	٤٠	٧١

تحقق من صحة الفرض القائل « أصول المجتمعات الثلاث التى أخذت منها العينات (ثانوى عام – صناعى – زراعى) لها متوسطات غير مختلفة فى كل من الابتكار والثقة بالنفس » .

الحل :

١ – نحسب مجـ س$_{أ}$ = ٣٠ + ٣٦ + ٤٠ = ١٠٦

٢ – نحسب مجـ س$_{ب}$ = ٦٧ + ٥٧ + ٧١ = ١٩٥

٣ – مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع أ (الابتكار)

$$= \left(٤\right)^{٢} + \left(٨\right)^{٢} + \left(٧\right)^{٢} + ... + \left(١٠\right)^{٢} - \frac{\left(\text{مجـ س}_{أ}\right)^{٢}}{\text{ن} \times K}$$

$$= ٨٢٤,٠٠ - \frac{\left(١٠٦\right)^{٢}}{٥ \times ٣}$$

$$= ٨٢٤,٠٠ - ٧٤٩,٠٧$$

$$= ٧٤,٩٣$$

٤ – مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ $\left(S_{b\,11}\right)$

$$= \frac{(٣٠)^٢}{٥} + \frac{(٣٦)^٢}{٥} + \frac{(٤٠)^٢}{٥} - \frac{\left(\text{مجـ س}_{أ}\right)^٢}{\text{ن} \times K}$$

$$= ٧٥٩,٢٠ - ٧٤٩,٠٧$$

$$= ١٠,١٣$$

٥ – مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع أ $\left(S_{w\,11}\right)$

= الخطوة (٣) – الخطوة (٤)

$$= ٧٤,٩٣ - ١٠,١٣$$

$$= ٦٤,٨٠$$

٦ – مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع ب (الثقة بالنفس)

$$= (١٠)^٢ + (١٦)^٢ + (١٦)^٢ + \ldots + (١٨)^٢ - \frac{\left(\text{مجـ س}_{ب}\right)^٢}{\text{ن} \times K}$$

$$= ٢٧٥٣,٠٠ - \frac{(١٩٥)^٢}{٥ \times ٣}$$

$$= ٢٧٥٣,٠٠ - ٢٥٣٥,٠٠$$

$$= ٢١٨,٠٠$$

٧ – مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع ب $\left(S_{b\,22}\right)$

$$= \frac{(٦٧)^٢}{٥} + \frac{(٥٧)^٢}{٥} + \frac{(٧١)^٢}{٥} - \frac{\left(\text{مجـ س}_{ب}\right)^٢}{\text{ن} \times K}$$

$$= ٢٥٥٥,٨٠ - ٢٥٣٥,٠٠$$

$$= ٢٠,٨٠$$

٨ – مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع ب $\left(S_{w\,22}\right)$

= الخطوة (٦) – الخطوة (٧)

$= ٢١٨,٠٠ - ٢٠,٨٠$

$= ١٩٧,٢٠$

٩ - مجموع المربعات الكلى لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب

$$= (٤) \times (١٠) + (٨) \times (١٦) + (٧) \times (١٦) + \ldots\ldots$$

$$+ \ldots\ldots + (١٠) \times (١٨) - \frac{[\text{مجـ س}_{أ}] \times [\text{مجـ س}_{ب}]}{\text{ن} \times \mathbf{K}}$$

$$= ١٤٩٠,٠٠ - \frac{(١٠٦) \times (١٩٥)}{٥ \times ٣}$$

$= ١٤٩٠,٠٠ - ١٣٧٨,٠٠$

$= ١١٢,٠٠$

١٠- مجموع المربعات بين المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين أ ، ب $(S_{b\,12})$

$$= \frac{٣٠ \times ٦٧}{٥} + \frac{٣٦ \times ٥٧}{٥} + \frac{٤٠ \times ٧١}{٥} - \frac{[\text{مجـ س}_{أ}] \times [\text{مجـ س}_{ب}]}{\text{ن} \times \mathbf{K}}$$

$= ١٣٨٠,٤٠ - ١٣٧٨,٠٠$

$= ٢,٤٠$

١١- مجموع المربعات داخل المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب $(S_{W\,12})$

= الخطوة (٩) – الخطوة (١٠)

$= ١١٢,٠٠ - ٢,٤٠$

$= ١٠٩,٦٠$

يلاحظ أن $(S_{b\,12}) = (S_{b\,21})$

كـذلك $(S_{W\,12}) = (S_{W\,21})$

١٢– نحسب قيمة Λ :

$$\Lambda = \frac{\begin{bmatrix} S_{w\,12} & S_{w\,11} \\ S_{w\,22} & S_{w\,21} \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} S_{b\,12} & S_{b\,11} \\ S_{b\,22} & S_{b\,21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{w\,12} & S_{w\,11} \\ S_{w\,22} & S_{w\,21} \end{bmatrix}}$$

$$= \frac{\begin{bmatrix} ١٠٩,٦٠ & ٦٤,٨٠ \\ ١٩٧,٢٠ & ١٠٩,٦٠ \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} ٢,٤٠ & ١٠,١٣ \\ ٢٠,٨٠ & ٢,٤٠ \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} ١٠٩,٦٠ & ٦٤,٨٠ \\ ١٩٧,٢٠ & ١٠٩,٦٠ \end{bmatrix}}$$

$$= \frac{(١٠٩,٦٠) \times (١٠٩,٦٠) - (١٩٧,٢٠) \times (٦٤,٨٠)}{\begin{bmatrix} ٢,٤٠ + ١٠٩,٦٠ & ١٠,١٣ + ٦٤,٨٠ \\ ٢٠,٨٠ + ١٩٧,٢٠ & ٢,٤٠ + ١٠٩,٦٠ \end{bmatrix}}$$

$$= \frac{١٢٠١٢,١٦ - ١٢٧٧٨,٥٦}{\begin{bmatrix} ١١٢,٠٠ & ٧٤,٩٣ \\ ٢١٨,٠٠ & ١١٢,٠٠ \end{bmatrix}}$$

$$= \frac{١٢٠١٢,١٦ - ١٢٧٧٨,٥٦}{(١١٢) \times (١١٢) - (٢١٨,٠٠) \times (٧٤,٩٣)}$$

$$= \frac{٧٦٦,٤٠}{١٢٥٤٤,٠٠ - ١٦٣٣٤,٧٤}$$

$$= \frac{٧٦٦,٤٠}{٣٧٩٠,٧٤}$$

$$= ,٢٠٢٢$$

١٣– نحسب قيمة ، ف ، ويلاحظ أن $P = ٢$ (عدد المتغيرات التابعة)

، $K = ٣$ (عدد المتغيرات المستقلة)

إذن ف = $\frac{١ - \sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}} \times \frac{\left[\text{ن} \times K - K - ١\right]}{K - ١}$

$$= \frac{\sqrt{1 - ٠,٢٠٢٢}}{٠,٢٠٢٢} \times \frac{[٥ \times ٣ - ٣ - ١]}{٣ - ١}$$

$$= \frac{١ - ٠,٤٥}{٠,٤٥} \times \frac{١١}{٢}$$

$$= ٦,٧٢$$

وعند درجات حرية $\left[٢(K - ١) \text{ ، } ٢(ن \times K - K - ١) \right]$

$$\left[٢(٣ - ١) \text{ ، } ٢(٥ \times ٣ - ٣ - ١) \right]$$

$$٤ \quad \text{،} \quad ٢٢$$

نجد أن القيم الجدولية لـ «ف»

عند مستوى ٠,٠٥ هى ٢,٦٢

عند مستوى ٠,٠١ وهى ٤,٣١

وبالتالى فقيمة « ف » المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية ، وعلى هذا لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات الثلاث فى كل متغير من المتغيرين .

أى أنه لا توجد فروق فى الابتكار بين طلاب التعليم العام والصناعى والزراعى، وكذلك لا توجد فروق فى الثقة بالنفس بين طلاب التعليم العام والصناعى والزراعى ، وبالتالى نقبل الفرض الصفرى .

ملاحظة :

وجود دلالة إحصائية لقيمة « ف » ككل الناتجة أو عدم دلالتها تعود للارتباط بين مجالى المتغيرين التابعين موضع القياس .

وفى مثالنا السابق جاءت النتائج من « ف » الكلية معلنة عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب المدارس المختلفة فى الابتكار والثقة بالنفس ، ويشير ذلك إلى ارتباط عالٍ بين هذين المتغيرين التابعين يمكن أن يحسب من القوانين التقليدية للارتباط أو من القانون :

$$ر = \frac{S_{w12}}{\sqrt{(S_{w22}) \times (S_{w11})}}$$

$$ر = \frac{١٠٩,٦٠}{\sqrt{٦٤,٨٠ \times ١٩٧,٢٠}}$$

$$ر = \frac{١٠٩,٦٠}{١١٣,٠٤} = ,٩٧$$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بجدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	« ف » لكل متغير	مستوى الدلالة	« ف » الكلية	درجات الحرية	مستوى الدلالة
بين المجموعات للمتغير أ	١٠,١٣	٢	٥,٠٧	,٩٤	غير دال	٦,٧٢	٤ ، ٢٢	غير دال
داخل المجموعات للمتغير أ	٦٤,٨٠	١٢	٥,٤٠					
بين المجموعات للمتغير ب	٢٠,٨٠	٢	١٠,٤٠	,٦٣	غير دال			
داخل المجموعات للمتغير ب	١٩٧,٢٠	١٢	١٦,٤٣					
بين المجموعات لحواصل الضرب	٢,٤٠	Λ = ,٢٠٢٢						
داخل المجموعات لحواصل الضرب	١٠٩,٦٠							

الفصل الرابع عشر

تحليل التغاير

تحليل التغاير

Analysis of Covariance

مقدمة :

يهدف التصميم التجريبي الجيد إلى ضبط المتغيرات التى يمكن أن تؤثر على المتغير التابع نتيجة تأثير المتغير المستقل ، بحيث يمكن للباحث فى النهاية أن يرى تأثير المتغير المستقل فقط ، وليس كل ما صاحب المتغير المستقل من متغيرات . وقد اعتمدت التصميمات السابقة إما على أسلوب المزاوجة (المناظرة) بين الأفراد أو على القياس لأكثر من مرة أو ما سميناه أسلوب القياسات المتكررة .

إلا أن هناك متغيرات لا نستطيع لاعتبارات عملية إخضاعها للضبط أو يصعب معها الاستفادة من التصميمات التى سبق ذكرها .

فربما منعت الجهات المسئولة بعض الباحثين من تكرار القياس ، وربما لا يسمحون بتقسيم الفصول أو الفصل الواحد ، وربما صعب على الباحث توحيد مستوى ذكاء عينته أو مستوى تحصيلها أو مستواها الاقتصادى أو جعله فى فئة واحدة قبل إجراء بحثه ، هذا بالإضافة إلى عيوب بعض التصميمات التى تعتمد على فكرة مناظرة المجموعات .

وهذا ما جعل الحاجة إلى أسلوب إحصائى يتكيف أو يستوعب اثار المتغيرات غير المضبوطة ، أو يخلصنا من تأثيرها (أو يجرى تصحيحا Adjust) على الظاهرة المقيسة .

نفرض أن باحثاً أراد أن يكشف عن أثر برنامج لتنمية دافع الاستطلاع عند الأطفال ، وفى سبيل ذلك اختار مجموعتين من الأطفال عشوائيا اعتبر إحداهما تجريبية والأخرى ضابطة ، وتوقع الباحث نتيجة ما لديه من خلفية نظرية حول البحث ودراسات سابقة أن الذكاء له دور هام فى دافع الاستطلاع ، لقد توقع الباحث أن الأطفال الذين يتمتعون بذكاء أعلى سوف يكون تفاعلهم مع البرنامج أعلى مما يؤثر فى النهاية على دافع الاستطلاع لديهم مقارنة بالأطفال الذين يتسمون بذكاء أقل . ولذلك فقد قرر اختيار اختبار للذكاء يصلح للأطفال موضع البحث ، وطبق هذا الاختبار عليهم قبل إجراء تجربته وقبل تعريض الأطفال للبرنامج . والباحث الان لا يريد أن يفقد أحداً من الأطفال لقد حصل على هاتين المجموعتين بعد صعوبة الموافقة من

الجهات المعنية . وبالفعل أصبح الان لدى الباحث درجات المجموعتين فى الذكاء ، وقام بالبدء فى تطبيق البرنامج الذى استمر ثمانية أسابيع بعدها قام الباحث بتطبيق اختبار بعدى لقياس دافع الاستطلاع ، وبالفعل أصبح لديه أيضا درجات للمجموعتين فى دافع الاستطلاع والان يود الباحث التحقق من فعالية البرنامج .

لقد كنا فى السابق نحاول ضبط المجموعتين فى متغير الذكاء قبل بداية التجربة وقد رفض الباحث الذى نحن بصدده تلك الفكرة نظرا لأنه ليس لديه استعداد الموافقة على استبعاد بعض الأطفال حتى يضمن المكافأة بين المجموعتين على الأقل، وإن كان الأفضل اختيار أطفال المجموعتين عن طريق المزاوجة .

إن الأسلوب الإحصائى الذى يستطيع أن يعقد المقارنة بين المجموعتين التجريبية والضابطة مع التكيف مع متغير الذكاء يطلق عليه تحليل التغاير والذى نسميه اختصارا ANCOVA وقد توصل إليه « فشر » كما سبق أن وصل إلى تحليل التباين .

وتحليل التغاير يربط بين فلسفة تحليل التباين وتحليل الانحدار Regression Analysis ويطلق على المتغير الذى توقع الباحث أهميته (الذكاء) اسم المتغير الملازم أو المصاحب Covariate .

ويهدف تحليل التغاير إلى إجراء تكييف أو تعديل للبيانات المأخوذة قبل التجربة مباشرة فى ضوء الفروق التى توجد لدى الأفراد قبل إدخالهم للتجريب وذلك فى المتغير المصاحب ، وربما أكثر من متغير مصاحب . ويستفاد من درجات هذا المتغير المصاحب فى تصحيح حد الخطأ (خطأ التباين) .

ويعتمد تكييف أو تعديل البيانات هنا على قيمة الارتباط بين المتغير المصاحب والمتغير التابع . وربما يتطرق إلى ذهن البعض أن تحليل التغاير يستطيع بذلك أن يحول البحث من بحث له تصميم تمهيدى Pre-Experimental Design أو شبه تجريبى Quazi-Experimental Design إلى بحث أو تصميم تجريبى True-Experimental Design وهذا غير صحيح لأن نوع التصميم التجريبى للبحث يظل كما هو والمعالجة الإحصائية أقصى ما تقدمه التكيف مع المتغيرات المتوافرة .

وربما يتطرق أيضا إلى ذهن البعض سؤال مثل : هل هناك معيار لأخذ متغير مصاحب وترك غيره ؟

إن المتغير المصاحب الذى يجب أخذه فى الاعتبار يشترط عدم انخفاض معامل التحديد الخاص به مع المتغير التابع عن ٩ ٪ وهذا يعنى أن الارتباط اللازم لقبول متغير مصاحب مع متغير تابع ما يجب ألا يقل عن ٠٫٣٠

وإذا كان التباين للمتغير س يقدر طبقا للقانون .

$$ع^{٢}\ (\text{التباين}) = \frac{\text{مجـ}\left(س - \overline{س}\right)^{٢}}{ن}$$

حيث ع : الإنحراف المعيارى

، س : الدرجة الخام

$\overline{س}$: متوسط الدرجات

ن : عدد أفراد العينة

فإن التغاير يقدر بالتباين المتلازم فى متغير تابع ومتغير مصاحب يرتبط به طبقا للقانون :

$$تغ\ (\text{التغاير}) = \frac{\text{مجـ}\left(س - \overline{س}\right)\left(ص - \overline{ص}\right)}{ن - ١}$$

حيث س : الدرجة الخام للمتغير المصاحب مثلا .

ص : الدرجة الخام للمتغير التابع .

$\overline{س}$: متوسط المتغير المصاحب .

$\overline{ص}$: متوسط المتغير التابع .

ن : عدد أفراد العينة .

وكما يعتمد تحليل التباين التقليدى إلى تقسيم المجموع الكلى للمربعات إلى قسمين هما مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع المربعات داخل المجموعات ، فإن تحليل التغاير يعتمد على تقسيم المجموع الكلى للمربعات إلى قسمين لكل من المتغير المصاحب والتابع وكذا المجموع الكلى لحواصل ضرب انحرافات درجات كل من المتغيرين عن متوسط كل منهما إلى قسمين :

أما قسما المجموع الكلى للمربعات فهما :

١ – مجموع المربعات بين المجموعات .

٢ – مجموع المربعات داخل المجموعات .

وأما قسما المجموع الكلى لحواصل ضرب الانحرافات فهما :

١ – مجموع حواصل الضرب بين المجموعات .

٢ – مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات .

تعديل تباين المتغيرالتابع في تحليل التغاير Adjucted Variance

يستند تحليل التغاير على فكرة الانحدار ومن ثم على معامل الانحدار ، وهذا المعامل يعبر عنه بميل الخط المستقيم (ظل الزاوية) الذى يربط بين المتغير المصاحب وليكن «س» والمتغير التابع «ص» . وهذا الخط الذى نطلق عليه خط الانحدار يبين مقدار ما نستطيع أن نتنبأ به من درجات المتغير التابع من معلوماتنا عن درجات المتغير المصاحب . وكما يعتمد تحليل التباين التقليدى على انحراف الدرجات يعتمد تحليل التغاير على انحرافات البواقى عن خط الانحدار ، أى جزء التباين الذى لا يرتبط بالمتغير المصاحب ، وهذا ما يلزم إجراء تعديل على تباين المتغير التابع أو بالأحرى على مجموع المربعات للمتغير التابع «ص» . طبقا للصيغ التالية :

١ – المجموع الكلى المعدل للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير ص} - \frac{\left[\text{المجموع الكلى لحواصل ضرب المتغيرين}\right]^{2}}{\text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير س}}$$

٢ – المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \text{مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير ص} - \frac{\left[\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}\right]^{2}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير س}}$$

٣ – المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= المجموع الكلى المعدل للمربعات بخصوص المتغير ص

– المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير ص .

ومن القيم المعدلة بالمجموع بين المجموعات والمجموع داخل المجموعات يمكن استخدام النسبة بينهما لتقدير القيمة «ف» .

فإن اتضح عدم وجود دلالة إحصائية لـ «ف» المحسوبة عند مقارنتها بالقيم النظرية (الجدولية) . كان على الباحث الاستدلال على أن متوسطات المتغير التابع «ص» غير مختلفة بافتراض أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية أو غير مختلفة .

وإن اتضح أن «ف» لها دلالة إحصائية تؤكد وجود فروق ، كان على الباحث الاستدلال على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات المعدلة للمتغير التابع ص عند افتراض تساوى أو عدم اختلاف متوسطات المتغير المصاحب .

ولما كانت قيمة «ف» التى اتضحت دلالتها الإحصائية لا تحدد أى المجموعات أو المعالجات أكثر فعالية وجب علينا العودة إلى قيم متوسطات المجموعات موضع المقارنة ، ولكن يجب أخذ الأمر بحذر ، فلن نتعامل مع المتوسطات كما هى بل يجب علينا تعديلها قبل إجراء المقارنة (ويمكن استخدام المقارنات المتعددة بين المتوسطات المعدلة طبقا لإحدى الطرق التى سبق شرحها) .

والمتوسط المعدل للمتغير التابع «ص» يحسب من قانون على الصورة

$$\overline{\text{ص}}_{\text{م}}\ \text{المعدل} = \overline{\text{ص}} - \left[\overline{\text{س}} - \overline{\text{س}}_{\text{ك}}\right] \times \frac{\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير ص}}$$

حيث

$\overline{\text{ص}}_{\text{م}}$: المتوسط المعدل لمجموعة ما فى المتغير التابع .

$\overline{\text{ص}}$: المتوسط قبل التعديل لنفس المجموعة فى المتغير التابع .

$\overline{\text{س}}_{\text{ك}}$: المتوسط العام للمجموعات فى المتغير المصاحب .

$\overline{\text{س}}$: متوسط المجموعة فى المتغير المصاحب .

علما بأن ميل خط الانحدار = $\frac{\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير ص}}$

طريقة التحليل :

ويسير التحليل الإحصائى لهذا النوع من التصميم تبعا لمراحل أربع كما سوف نعرض .

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات الأولى ضابطة والأخريين تجريبيتان ، وأراد الباحث أن يقارن بين هذه المجموعات فى متغير ما وليكن « الفطنة » كما تقاس بأحد المقاييس ورأى الباحث أن متغير مثل المستوى الاقتصادى له علاقة بهذا المتغير لذلك فقد قام بقياس متغير المستوى الاقتصادى قبل كل شيء ثم قاس متغير « الفطنة » والآن يود التحقق من دلالة الفروق بين المجموعات الثلاث على اعتبار متغير المستوى الاقتصادى متغير مصاحب . وجاءت بياناته كما يتضح من الجدول .

ضابطة A		تجريبية B		تجريبية C	
الاقتصادى س	الفطنة ص	الاقتصادى س	الفطنة ص	الاقتصادى س	الفطنة ص
$س_{A١}$	$ص_{A١}$	$س_{B١}$	$ص_{B١}$	$س_{C١}$	$ص_{C١}$
$س_{A٢}$	$ص_{A٢}$	$س_{B٢}$	$ص_{B٢}$	$س_{C٢}$	$ص_{C٢}$
$س_{A٣}$	$ص_{A٣}$	$س_{B٣}$	$ص_{B٣}$	$س_{C٣}$	$ص_{C٣}$
⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
$س_{Aن}$	$ص_{Aن}$	$س_{Bن}$	$ص_{Bن}$	$س_{Cن}$	$ص_{Cن}$
مجـ $س_A$	مجـ $ص_A$	مجـ $س_B$	مجـ $ص_B$	مجـ $س_C$	مجـ $ص_C$
احسب : $ن_س$ كذلك $ن_ص$		مجـ **س** = مجـ $س_A$ + مجـ $س_B$ + مجـ $س_C$			
		مجـ **ص** = مجـ $ص_A$ + مجـ $ص_B$ + مجـ $ص_C$			

والمراحل الأربع التى سوف نسير عليها كما يلى :

المرحلة الأولى : بخصوص المتغير المصاحب «س»

١ – المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير المصاحب س

$$= \left[س_{A١}\right]^٢ + \left[س_{A٢}\right]^٢ + \left[س_{A٣}\right]^٢ + \ldots\ldots$$

$$+ \left[س_{B١}\right]^٢ + \ldots\ldots + \left[س_{Cن}\right]^٢ + \frac{(\text{مجـ س})^٢}{ن_س}$$

٢ – مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير المصاحب س

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_A\right]^{٢}}{ن_١} + \frac{\left[\text{مجـ س}_B\right]^{٢}}{ن_٢} + \frac{\left[\text{مجـ س}_C\right]^{٢}}{ن_٣} + \frac{\left(\text{مجـ س}\right)^{٢}}{ن_س}$$

٣ – مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المصاحب س

= الخطوة (١) – الخطوة (٢)

ويمكن تلخيص خطوات تلك المرحلة في جدول مثل جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه التقليدى وحساب قيمة «ف».

المرحلة الثانية : بخصوص المتغير التابع «ص»

٤ – المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \left[\text{ص}_{A١}\right]^{٢} + \left[\text{ص}_{A٢}\right]^{٢} + \left[\text{ص}_{A٣}\right]^{٢} + \ldots\ldots$$

$$+ \left[\text{ص}_{B١}\right]^{٢} + \ldots\ldots + \left[\text{ص}_{C٥}\right]^{٢} + \frac{\left(\text{مجـ ص}\right)^{٢}}{ن_{ص}}$$

٥ – مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{\left[\text{مجـ ص}_A\right]^{٢}}{ن_١} + \frac{\left[\text{مجـ ص}_B\right]^{٢}}{ن_٢} + \frac{\left[\text{مجـ ص}_C\right]^{٢}}{ن_٣} + \frac{\left(\text{مجـ ص}\right)^{٢}}{ن_ص}$$

٦ – مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= الخطوة (٤) – الخطوة (٥)

ويمكن تلخيص خطوات المرحلة في جدول تحليل التباين أحادى الاتجاه التقليدى وحساب قيمة «ف».

المرحلة الثالثة : بخصوص حاصل ضرب المتغيرين س ، ص

٧ – المجموع الكلى بخصوص حاصل الضرب س × ص

$$= \left[\text{س}_{A١} \times \text{ص}_{A١}\right] + \left[\text{س}_{A٢} \times \text{ص}_{A٢}\right] + \ldots\ldots$$

$$+\left[\text{س}_{B_1} \times \text{ص}_{B_1}\right] + \ldots + \left[\text{س}_{C_\text{ن}} \times \text{ص}_{C_\text{ن}}\right] + \frac{(\text{مجـ س}) \times (\text{مجـ ص})}{\text{ن}_\text{س}}$$

٨ – مجموع حواصل الضرب بين المجموعات

$$= \frac{\left[\text{مجـ س}_A \times \text{مجـ ص}_A\right]^٢}{\text{ن}_١} + \frac{\left[\text{مجـ س}_B \times \text{مجـ ص}_B\right]^٢}{\text{ن}_٢}$$

$$+ \frac{\left[\text{مجـ س}_C \times \text{مجـ ص}_C\right]^٢}{\text{ن}_٣} - \frac{(\text{مجـ س}) \times (\text{مجـ ص})}{\text{ن}_\text{س}}$$

٩ – مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات

= الخطوة (٧) – الخطوة (٨)

المرحلةالرابعة : إجراء التعديل Adjusted

١٠– مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \text{الخطوة (٤)} - \frac{\left[\text{الخطوة (٧)}\right]^٢}{\text{الخطوة (١)}}$$

١١– مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \text{الخطوة (٦)} - \frac{\left[\text{الخطوة (٩)}\right]^٢}{\text{الخطوة (٣)}}$$

١٢– مجموع المربعات المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= الخطوة (١٠) – الخطوة (١١)

١٣– نحسب قيمة « ف»

$$= \frac{\text{متوسط المربعات المعدل بين المجموعات (التباين المعدل بين المجموعات)}}{\text{متوسط المربعات المعدل داخل المجموعات (التباين المعدل داخل المجموعات)}}$$

ويمكن تلخيص النتائج كما هو الحال فى تحليل التباين التقليدى أحادى الاتجاه .

مثال : فى دراسة للكشف عن أثر طرق لتدريس الرياضيات لطلاب الصف الثالث الإعدادى ، راعى الباحث إجراء ضبط لمتغير المعلومات فى هذا المجال (الرياضيات) نتيجة دراسة الطالب من قبل وخبراته من البيئة بتطبيق اختبار لهذا الأمر ، وبعد تطبيق طرق التدريس الثلاث على ثلاث مجموعات عشوائية حجم كل منها ٥ طلاب ، طبق الباحث اختباراً بعديا فى تحصيل الرياضيات ، وجاءت الدرجات كما يلى :

الطريقة التقليدية A		الطريقة الحديثة B		الطريقة الحديثة C	
قبل س	بعد ص	قبل س	بعد ص	قبل س	بعد ص
٥	٤	٣	٢	٤	٣
٤	٤	٢	١	٤	٢
٤	٥	٢	٢	٣	٢
٥	٣	٢	١	٥	٣
٦	٥	٤	٣	٢	١
مجـ س$_A$ = ٢٤	مجـ ص$_A$ = ٢١	مجـ س$_B$ = ١٣	مجـ ص$_B$ = ٩	مجـ س$_C$ = ١٨	مجـ ص$_C$ = ١١

تحقق من صحة الفرض القائل: « لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات المعدلة لدرجات تحصيل المجموعات الثلاث » .

الحل : يلاحظ أن حجوم المجموعات الثلاث متساوية

$ن_١ = ن_٢ = ن_٣ = ٥$

ويلاحظ أن $ن_{س} = ٥ + ٥ + ٥ = ١٥$

، $ن_{ص} = ٥ + ٥ + ٥ = ١٥$

مجـ س = ٢٤ + ١٣ + ١٨ = ٥٥

، مجـ ص = ٢١ + ٩ + ١١ = ٤١

وعلينا أن نسير فى المراحل الأربع على النحو الاتى :

المرحلة الأولى : بخصوص المتغير المصاحب «س»

١ – المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير س

$$= (٥)^٢ + (٤)^٢ + (٤)^٢ + \dots + (٢)^٢ - \frac{(٥٥)^٢}{١٥}$$

$$= ٢٢٥,٠٠ - ٢٠١,٦٧$$

$$= ٢٣,٣٣$$

٢ – مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير س

$$= \frac{(٢٤)^٢}{٥} + \frac{(١٣)^٢}{٥} + \frac{(١٨)^٢}{٥} - \frac{(٥٥)^٢}{١٥}$$

$$= ٢١٣,٨٠ - ٢٠١,٦٧$$

$$= ١٢,١٣$$

٣ – مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير س = ٢٣,٣٣ – ١٢,١٣

$$= ١١,٢٠$$

المرحلة الثانية : بخصوص المتغير التابع «ص»

٤ – المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= (٤)^٢ + (٤)^٢ + (٥)^٢ + \dots + (١)^٢ - \frac{(٤١)^٢}{١٥}$$

$$= ١٣٧,٠٠ - ١١٢,٠٧$$

$$= ٢٤,٩٣$$

٥ – مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{[٢١]^٢}{٥} + \frac{[٩]^٢}{٥} + \frac{[١١]^٢}{٥} - \frac{[٤١]^٢}{١٥}$$

$$= ١٢٨,٦٠ - ١١٢,٠٧$$

$$= ١٦,٥٣$$

٦ –مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$١٦,٥٣ - ٢٤,٩٣ =$$

$$٨,٤٠ =$$

المرحلة الثالثة: بخصوص حاصل ضرب المتغيرين س ، ص

٧ – المجموع الكلى لحواصل الضرب س × ص

$$\frac{(٤١)\times(٥٥)}{١٥} - \left[١ \times ٢\right] + \ldots\ldots + \left[٥ \times ٤\right] + \left[٤ \times ٤\right] + \left[٤ \times ٥\right] =$$

$$١٥٠,٣٣ - ١٧٠,٠٠ =$$

$$١٩,٦٧ =$$

٨ – مجموع حواصل الضرب بين المجموعات

$$\frac{(٤١)\times(٥٥)}{١٥} - \frac{\left[١١ \times ١٨\right]}{٥} + \frac{\left[٩ \times ١٣\right]}{٥} + \frac{\left[٢١ \times ٢٤\right]}{٥} =$$

$$١٥٠,٣٣ - ١٦٣,٨٠ =$$

$$١٣,٤٧ =$$

٩ – مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات = ١٩,٦٧ – ١٣,٤٧

$$٦,٢٠ =$$

المرحلة الرابعة : اجراء التعديل .

١٠– المجموع الكلى للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع ص

$$\frac{\left[١٩,٦٧\right]^{٢}}{٢٣,٣٣} - ٢٤,٩٣ =$$

$$١٦,٥٨ - ٢٤,٩٣ =$$

$$٨,٣٥ =$$

١١- مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= ٨,٤٠ - \frac{[٦,٢٠]^{٢}}{١١,٢٠}$$

$$= ٨,٤٠ - ٣,٤٣$$

$$= ٤,٩٧$$

١٢- مجموع المربعات المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= ٨,٣٥ - ٤,٩٧$$

$$= ٣,٣٨$$

١٣- ولحساب قيمة « ف » فإن الأمر يتطلب توفر درجات حرية للتباين المعدل بين المجموعات وكذا للتباين المعدل داخل المجموعات

يلاحظ أن التباين بين المجموعات أو داخلها سواء قبل التعديل كما فى تحليل التباين الاحادى الاتجاه أو بعد التعديل كما فى تحليل التغاير يأتى من قسمة مجموع المربعات المناظر لكل منهما على درجات الحرية المناظرة أيضا .

وكما هو معروف فإن درجات الحرية للكلى (العدد الكلى لدرجات الحرية)

= جميع أفراد المجموعات – ١

والآن لقد فقدنا درجة واحدة للحريةنتيجة وجود المتغير المصاحب ، وبطبيعة الحال فإذا كان لدينا أكثر من متغير مصاحب فإن ذلك يفقدنا درجات حرية على نفس العدد ، أى أن درجات الحرية يقل بنفس عدد المتغيرات المصاحبة ، ويظهر ذلك فقط فى درجات الحرية الخاصة بمجموع المربعات المعدل داخل المجموعات .

أما بالنسبة لمجموع المربعات المعدل بين المجموعات فهى تبقى كما هو الحال فى تحليل التباين الأحادى .

وعلى ذلك فإن :

درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات –١

درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات – عدد المتغيرات المصاحبة

درجات الحرية للكلى = درجات الحرية بين المجموعات + درجات الحرية داخل المجموعات

وفى مثالنا السابق يلاحظ أن :

درجات الحرية بين المجموعات = ٣ − ١ = ٢

درجات الحرية داخل المجموعات = ١٥ − ٣ − ١ = ١١

وعلى ذلك فإن :

متوسط المربعات (التباين) المعدل بين المجموعات = $\frac{٣,٣٨}{٢}$ = ١,٦٩

متوسط المربعات (التباين) المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع

= $\frac{٤,٩٧}{١١}$ = ,٤٥

وتصبح قيمة ف = $\frac{\text{التباين المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص}}{\text{التباين المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص}}$

= $\frac{١,٦٩}{,٤٥}$

= ٣,٧٥

وعند درجات حرية ٢ ، ١١ نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة احصائيا مما يشير إلى عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية فى المتوسط المعدل لتحصيل الطلاب فى الرياضيات باختلاف الطرق بافتراض أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٣,٣٨	٢	١,٦٩		
داخل المجموعات	٤,٩٧	١١	٠,٤٥	٣,٧٥	غير دال
الكلى	٨,٢٥	١٣			

وبالطبع فإذا كان الباحث فى المثال السابق لا يعلم شيئا عن طرق التدريس أكثر

من تصنيفها إلى ثلاث أنواع فإن تباين الخطأ فى هذه الحالة هو ما نصل إليه فى تحليل التباين التقليدى كما ظهرت نتيجته أنه دال احصائيا .

ولذلك فالباحث الماهر هو الذى يتوقع من خلال إطار بحثه النظرى وخلفيته النظرية حول الموضوع الذى يدرسه أن متغيرا اخر (وليكن المعلومات السابقة فى الرياضيات أو المستوى الاقتصادى ....) يرتبط بالمتغير التابع ، وبالتالى فهو يزيد من كفاءة التنبؤ وما يتوصل إليه من نتائج ، لأنه يصحح من تباين الخطأ .

ملاحظة :

فى المثال السابق قيل فى نص المسألة « راعى الباحث ضبط المتغير ..... »

وكان هذا الضبط فى صورة تقدير درجات المجموعات الثلاث قبل كل شيء فى الرياضيات وقبل البدء بإجراء تجربته .

فإذا فرضنا أن الباحث إكتفى فقط بالاختيار العشوائى للمجموعات الثلاث ولم يفكر نهائيا فى ضبط مستوى معلومات الطلاب فى الرياضيات وقام باستخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه على درجات الطلاب فى الاختيار البعدى لجاءت لنا النتائج كما يوضحها الجدول القادم .

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٦,٥٣	٢	٨,٢٧		
داخل المجموعات	٨,٤٠	١٢	٠,٧٠	١١,٨٠	٠,٠١
الكلى	٢٤,٩٣	١٤			

ومن هذا يتضح وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات تحصيل الطلاب باختلاف طريقة التدريس . وهى نتيجة تختلف عما توصلنا إليه عند توقعنا لدور المستوى الاقتصادى كمتغير مصاحب .

أن تباين الخطأ أو ما يسمى التباين (متوسط المربعات) داخل المجموعات يدل على الانحراف غير المضبوط الذى يرجع إلى محض الصدفة فى التصميم التجريبى الكامل لأى مجموعة عن متوسط المجموعات . وهو خطأ التقدير أو حد الخطأ حيث تعد مستويات المتغير المستقل (طرق التدريس) هى المنبىء الوحيد .

الشروط التي يستند عليها لاستخدام تحليل التغاير :

يعتمد اجراؤنا لتحليل التغاير على توفر عدد من الشروط هى :

١ – الشروط التى يستند عليها تحليل التباين (سبق ذكرها)

(أ) استقلالية المجموعات موضع المقارنة .

(ب) التوزيع الاعتدالى لدرجات الظاهرة فى المجتمعات موضع الدراسة .

(جـ) تجانس تباين درجات الظاهرة فى المجتمعات موضع الدراسة .

٢ – قيم المتغير المصاحب أو المتغاير Covariate تعتبر قيم ثابتة وتقاس بدون خطأ .

٣ – دلالة وخطية العلاقة بين المتغير المصاحب والمتغير التابع .

٤ – تجانس الانحدار داخل المجموعات (ميل خطوط الانحدار أى معاملات الانحدار متساوية أى تكون خطوط الانحدار متوازية) .

ولما كانت الشروط الواردة فى (١) قد تم مناقشتها عند بدايات شرح موضوع تحليل التباين فإنه سوف نكتفى بعرض طرق التحقق من الشرطين (٣) ، (٤) .

الكشف عن دلالة وخطية العلاقة بين المتغيرين المصاحب والتابع

Significance of Linear Regression

وللكشف عن دلالة الانحدار علينا أن نمر فى الخطوات الاتية :

١ – نحسب مجموع المربعات التى ترجع إلى الانحدار

$$= \frac{\left[\text{المجموع الكلى لحواصل الضرب}\right]^{٢}}{\text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير المصاحب (س)}}$$

٢ – درجات حرية مجموع المربعات التى ترجع إلى الانحدار = ١

٣ – متوسط المربعات (التباين) التى ترجع إلى الانحدار $= \frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$

٤ – البواقى (الخطأ) = المجموع الكلى للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع ص .

٥ – درجات حرية الخطأ = جميع أفراد المجموعات – عدد المجموعات – عدد المتغيرات المصاحبة .

٦ – متوسط البواقى (تباين الخطأ) = $\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$

٧ –تحسب قيمة النسبة «ف» = $\frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

فإذا جاءت نسبة «ف» المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية فأننا نستطيع رفض الفرض الصفرى ونستنتج أن هناك انحدار دال احصائيا للمتغير المصاحب (س) على المتغير التابع (ص) وبالتالى تكون قيمة الارتباط بينهما دالة احصائيا أيضا .

وإذا أردنا معرفة قيمة معامل الارتباط فإما أن نستخدم أحد أساليب معامل الارتباط لبيرسون مثل طريقة الدرجات الخام أو نستخدم الصورة التالية .

$$\text{ر} = \sqrt{\frac{\left[\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}\right]^{2}}{\left[\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير المصاحب}\right] \times \left[\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع}\right]}}$$

وإذا أجرينا الخطوات السابقة للكشف عن دلالة الانحدار ومعامل الارتباط نجد أن :

١– مجموع المربعات التى ترجع إلى الانحدار

$$= \frac{\left[\text{المجموع الكلى لحواصل الضرب}\right]^{2}}{\text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص (س)}}$$

$$= \frac{(١٩,٦٧)^{2}}{٢٣,٣٣}$$

$$= ١٦,٥٨$$

٢ – وعند درجات الحرية = ١

٣ – فإن متوسط المربعات (التباين) التى ترجع إلى الانحدار = $\frac{١٦,٥٨}{١}$

$= ١٦,٥٨$

٤ – البواقى (الخطأ) = المجموع الكلى للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع (ص) .

$= ٨,٣٥$

٥ – درجات حرية الخطأ = ١٥ – ٣ – ١

= ١١

٦ – متوسط البواقى (تباين الخطأ) = $\frac{٨,٣٥}{١١}$ = ,٧٦

٧ – ف = $\frac{١٦,٥٨}{,٧٦}$

= ٢١,٨٤

وعند درجات حرية ١ ، ١١ نجد أن القيمة المحسوبة دالة احصائيا

مما يشير إلى دلالة الانحدار أو إلى أن هناك انحدار دال للمتغير المصاحب (س) على المتغير التابع (ص) ويشير أيضا إلى أن هناك ارتباط دال إذا أردنا أن نعرف قيمته فأننا نحسب القيمة من القانون الذى سبق ذكره .

إذن

$$ر = \sqrt{\frac{(٦,٢٠)^٢}{(١١,٢٠) \times (٨,٤٠)}}$$

$$ر = \sqrt{,٤١}$$

= ,٦٤ ، ويمكننا تلخيص ما سبق فى جدول كما يلى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٦,٥٨	١	١٦,٥٨		
داخل المجموعات	٨,٣٥	١١	٠,٧٦	٢١,٨٤	,٠١
الكلى	٢٤,٩٣	١٢			

الكشف عن تجانس الانحدار داخل المجموعات

أن الأمر هنا يتطلب التحقق من أن ميل خطوط الانحدار للمجموعات موضع المقارنة غير مختلفة ، بمعنى أن :

ميل خط الانحدار فى المجموعة الأولى = ميل خط الانحدار فى المجموعة الثانية = ميل خط الانحدار فى المجموعة الثالثة . وهو أمر يجب أن يتحقق منه الباحث قبل الاقدام على استخدام تحليل التغاير وعلينا للكشف عن تجانس الانحدار أن نسيير فى الخطوات التالية :

نرصد البيانات الأساسية للمتغيرين س ، ص ونحسب لكل مجموعة مربعات المتغير المصاحب (س) ونحسب مربعات المتغير التابع (ص)، ونحسب حواصل الضرب للقيم المتناظرة س × ص وعلينا أن نرصد لكل مجموعة مجـ $س^{٢}$ ، مجـ $ص^{٢}$ ، مجـ س ص

ومن بيانات مثالنا الذى نتعامل معه فى هذا الجزء نجد

	الطريقة التقليدية A					الطريقة الحديثة B					الطريقة الحديثة C				
	س	ص	$س^{٢}$	$ص^{٢}$	س ص	س	ص	$س^{٢}$	$ص^{٢}$	س ص	س	ص	$س^{٢}$	$ص^{٢}$	س ص
	٥	٤	٢٥	١٦	٢٠	٣	٢	٩	٤	٦	٤	٣	١٦	٩	١٢
	٤	٤	١٦	١٦	١٦	٢	١	٤	١	٢	٤	٢	١٦	٤	٨
	٤	٥	١٦	٢٥	٢٠	٢	٢	٤	٤	٤	٣	٢	٩	٤	٦
	٥	٣	٢٥	٩	١٥	٢	١	٤	١	٢	٥	٣	٢٥	٩	١٥
	٦	٥	٣٦	٢٥	٣٠	٤	٣	١٦	٩	١٢	٢	١	٤	١	٢
مجـ س	٢٤					١٣					١٨				
مجـ ص		٢١					٩					١١			
مجـ $س^{٢}$	١١٨					٣٧					٧٠				
مجـ $ص^{٢}$	٩١					١٩					٢٧				
مجـ س ص	١٠١					٢٦					٤٣				

أولا : نحسب مجموع المربعات لكل من المتغير المصاحب والمتغير التابع وحاصل ضربهما لكل طريقة (مجموعة)

$$\text{مجموع المربعات للمتغير س} = \text{مجـ } س^{٢} - \frac{(\text{مجـ س})^{٢}}{ن}$$

إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) = ١١٨ − $\frac{(٢٤)^{٢}}{٥}$ = ٢,٨٠

إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) = ٣٧ − $\frac{(١٣)^{٢}}{٥}$ = ٣,٢٠

إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) = ٧٠ − $\frac{(١٨)^{٢}}{٥}$ = ٥,٢٠

ويكون مجموع المربعات للمتغير ص = مجـ ص^{٢} − $\frac{(\text{مجـ ص})^{٢}}{\text{ن}}$

إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) = ٩١ − $\frac{(٢١)^{٢}}{٥}$ = ٢,٨٠

إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) = ١٩ − $\frac{(٩)^{٢}}{٥}$ = ٢,٨٠

إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) = ٢٧ − $\frac{(١١)^{٢}}{٥}$ = ٢,٨٠

وليس شرط أن تظهر القيم متساوية

ويكون مجموع حواصل الضرب = مجـ س ص − $\frac{\text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\text{ن}}$

إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) = ١٠١ − $\frac{٢٤ \times ٢١}{٥}$ = ,٢٠

إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) = ٢٦ − $\frac{١٣ \times ٩}{٥}$ = ٢,٦٠

إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) = ٤٣ − $\frac{١٨ \times ١١}{٥}$ = ٣,٤٠

ثانيا : نحسب المجموع المعدل للمربعات لكل من المجموعات الثلاث (لكل طريقة) بخصوص المتغير التابع (ص) تبعا للقانون .

المجموع المعدل للمربعات = مجموع المربعات للمتغير (ص)

$$- \frac{[\text{مجموع حواصل الضرب}]^{٢}}{\text{مجموع المربعات للمتغير (س)}}$$

إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) $= ٢,٨٠ - \frac{(,٢٠)^{٢}}{٢,٨٠} = ٢,٧٩$

إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) $= ٢,٨٠ - \frac{(٢,٦٠)^{٢}}{٣,٢٠} = ,٦٩$

إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) $= ٢,٨٠ - \frac{(٣,٤٠)^{٢}}{٥,٢٠} = ,٥٨$

ويمكننا عرض الذى توصلنا إليه فى جدول كما يلى :

المجموعة	مجموع مربعات س	مجموع مربعات ص	مجموع حاصل الضرب	المجموع المعدل للتابع ص	المجموع
A	٢,٨٠	٢,٨٠	٠,٢٠	٢,٧٩	SD
B	٣,٢٠	٢,٨٠	٢,٦٠	٠,٦٩	٤,٠٦
C	٥,٢٠	٢,٨٠	٣,٤٠	٠,٥٨	
المجموع	١١,٢٠	٨,٤٠	٦,٢٠	٤,٩٧	

مع ملاحظة أن المجموع المعدل للمربعات داخل الطرق (المجموعات) يتبع نفس القانون :

$$S_D = ٨,٤٠ - \frac{(٦,٢٠)^{٢}}{١١,٢٠} = ٤,٩٧$$

ثالثا : نحسب النسبة «ف» تبعا للقانون التالى

$$ف = \frac{\dfrac{S_D - S_b}{ك - ١}}{\dfrac{S_D}{ن - ٢ ك}}$$

حيث S_b : مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات

S_D : مجموع المربعات المعدل لجميع المجموعات

ك : عدد المجموعات

ن : جميع أفراد المجموعات

بدرجات حرية ك – ١ ، ن – ٢ك

وعلى هذا فإن

$$ف = \frac{\dfrac{٤,٩٧ - ٤,٠٦}{٣ - ١}}{\dfrac{٤,٠٦}{١٥ - ٢ \times ٣}}$$

$$ف = \frac{\dfrac{,٩١}{٢}}{\dfrac{٤,٠٦}{٩}}$$

$$ف = \frac{,٤٦}{,٤٥} = ١,٠٢$$

وبالرجوع إلى جدول الدلالة الاحصائية لـ «ف» نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة احصائيا ، وبذلك لا نستطيع رفض الفرض الصفرى ، مما يعنى أن الفروق بين ميول خطوط انحدار المجموعات الثلاث غير دالة أى أن خطوط الانحدار متوازية .

وبذلك يكون شرط تجانس الانحدار فى المجموعات الثلاث متوفر .

وتتعقد أنماط تحليل التغاير فى ضوء عدد المتغيرات ومن الأنسب الاعتماد على الحاسب الالى لاستخراجها نظرا لتعقيدات خطواتها وطولها ، وتأتى النتائج عند استخدام حزمة البرامج Spss- X لبيانات أحد البحوث على النحو التالى :

A model with a covariate

* * * A N A L Y S I S O F V A R I A N C E * * *

```
     PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE
by   REGION   REGION OF INTERVIEW
     SEX
     RACE
with EDUC     HIGHEST YEAR SCHOOL  COMPLETED
```

Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig of F
Covariates	23715.522	1	23715.522	191.701	.000
EDUC	23715.522	1	23715.522	191.701	.000
Main Effects	2708.380	10	270.838	2.189	.018
REGION	1202.574	8	150.322	1.215	.288
SEX	10.610	1	10.610	.086	.770
RACE	1425.415	1	1425.415	11.522	.001
2-Way Interactions	3144.833	17	184.990	1.495	.092
REGION SEX	1349.220	8	168.653	1.363	.211
REGION RACE	1138.839	8	142.355	1.151	.328
SEX RACE	534.154	1	534.154	4.318	.038
3-Way Interactions	1663.399	6	277.233	2.241	.039
REGION SEX RACE	1663.399	6	277.233	2.241	.039
Explained	31232.135	34	918.592	7.425	.000
Residual	52205.957	422	123.711		
Total	83438.092	456	182.978		

500 cases were processed.
43 cases (8.6 pct) were missing.

منطلقات تقويمية :

١ – هناك ضرورة للحصول على قيم المتغير المصاحب (س) قبل إجراء التجربة ، بمعنى قبل تعريض المفحوصين للمعالجات ، حتى يصبح هناك استقلالية بين المتغير المتوقع مصاحبته للمتغير التابع والمعالجات . ولا يجب أن يفهم من ذلك أن المتغير المصاحب خاصية خارجة عن وحدة التحليل Extrinsic Attribte وهى المفحوص فالخاصية المصاحبة أو المتغير المصاحب يمكن عزوه إلى نطاق خارجى مثل المستوى الاقتصادى لأسرة المفحوص أو أعمار والدى المفحوص ومن الممكن أن تكون الخاصية المصاحبة أو المتغير المصاحب لا يمكن اعزاؤه إلى نطاق خارجى فكلا المتغير المصاحب (س) والمتغير التابع (ص) خصائص داخلية محتواه فى المفحوص نفسه .

وعموما فأن من الحذر اللازم جمع بيانات المتغير المصاحب قبل تطبيق المعالجات سواء كان المتغير المصاحب خاصية داخلية للمفحوص أو خاصية خارجة عنه ، كما يؤكد على ذلك Ferguson وTakane في طبعتهما الأخيرة (١٩٨٩) .

٢ – لا يجب اعتبار تحليل التغاير من الأساليب التي تقدم نتائج أو تكشف عن أثار سببية نسبية Relative Causal Effects ولا يمكن اعتباره عوضا عن تحليل التباين ثنائي الاتجاه مثلا الذي يأخذ في اعتباره كلا من المتغير (س) والمعالجات كمتغيرين مستقلين للكشف عن دورهما في المتغير التابع (ص)

٣ – إن الافتراض الأساسي عند إجراء تحليل التغاير يكمن في أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية وهذا بطبيعته غير وارد للمجتمعات الخاصة بعينات أو مجموعات التجربة في عالم الواقع . no such puplations may exist in nature .

والقضية هنا فيها نوع من التسليم عن أصل احصائي أو أصول احصائية يتساوى فيها المفحوصين في المتغير المصاحب وليكن الذكاء أو المستوى الاقتصادي أو العمر أو الوزن أو المستوى الاجتماعي ويشير Scheffe إلى أهمية الحذر عند استخدام هذا الأسلوب من التحليل وإلا وصل الأمر بالباحث إلى إجابة صحيحة على أسئلة غير صحيحة .

٤ – يلجأ بعض الباحثين إلى إتخاذ مجموعة ضابطة مع المجموعات موضع المقارنة بحيث لا يعرضها لبرامجه مثلا ويحق له إدخال أكثر من مجموعة ضابطة ويطلق عليه Ferguson اسم Intact Groups ، ويصبح لا دور لهذه المجموعات إذا أخذ المتغير المصاحب عين الاعتبار في تصنيف المفحوصين . ولكن بطبيعة الحال فإن المتغير المصاحب يدخل نطاق التحليل الاحصائي ويجب الحذر عند تفسير النتائج في ضوء قيمة «ف» ، لأن الفروق في هذا المتغير ربما نشأت عن ظروف مختلفة لا يمكن السيطرة عليها .

٥ – أن تحليل التغاير يستخدم أكثر في الحالات التي لا تؤثر فيها المعالجات على المتغير المصاحب ، وهذا لا يعني أننا لا نستخدمه في الحالات التي تؤثر فيها المعالجات على المتغير المصاحب بل يجب أن نراعي الحذر في تفسير نتائج

التجارب ، حيث أنه فى هذه التجارب عندما نتخلص من أثر أو تساوى أثر المتغير المصاحب نكون قد تحفظنا على جزء من تأثير المعالجات . مع مراعاة أن تحليل التغاير لا ينطوى على أى افتراضات عن العلاقة السببية بين المتغير المصاحب (س) والمتغير التابع (ص) ، وإن كانت هذه العلاقة من المفاهيم المختفية غير الصريحة فى هذا التصميم الاحصائى .

٦ – كما اتضح،فإن فكرة تحليل التغاير تعتمد على عدد من الافتراضات ، ويعد انتهاك Violated بعض الافتراضات مقاوما لفاعلية هذا الأسلوب وهذا ما يدفع البعض إلى الابتعاد عن هذه الطريقة حينما تتوافر امكانية استخدام طرق احصائية بديلة تراعى المتغيرات المرغوب ضبطها .

الكفاية النسبية لتحليل التغاير :

عندما نجرى تحليل التغاير فأننا نفترض تساوى قيم متوسطات المتغير المصاحب قبل إجراء التجربة وربما يتساءل البعض هل هناك كسب من هذا التحليل وما نسبه هذا الكسب إذا تم فعلا ؟

وهو يقصد من ذلك ما يطلق عليه الكفاية النسبية لتحليل التغاير مقارنة بتحليل التباين التقليدى .

والقانون التالى يعطى لنا نسبة ما نحتاج إليه من المفحوصين زيادة على العدد المتوفر بالتجربة (تجربة البحث) لنحصل على نفس الدقة فى المقارنات التى تتم بتحليل غير تحليل التغـاير .

$$\text{الكفاية النسبية} = \frac{\dfrac{\text{مجـ ص}^{2}_{\text{خ}}}{\text{ن} - \text{ك}}}{\text{ع}^{2}_{\text{س ص خ}}\left[1 + \dfrac{\text{مجـ س}^{2}_{\text{ب}}}{(\text{ك} - 1) \times \text{مجـ س}^{2}_{\text{خ}}}\right]}$$

حيث : مجـ $\text{ص}^{2}_{\text{خ}}$: مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع (ص)

ن : جميع أفراد المجموعات

ك : عدد المجموعات

مجـ $س_{ب}^{٢}$: مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير (س)

مجـ $س_{خ}^{٢}$: مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير (س)

$ع_{س ص خ}^{٢}$: متوسط مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع (ص) .

ويلاحظ أن لدينا هذه المعلومات فقد تم حسابها من قبل في مثالنا السابق .

مجـ $ص_{خ}^{٢}$ = ٨,٤٠

ن = ١٥

ك = ٣

مجـ $س_{ب}^{٢}$ = ١٢,١٣

مجـ $س_{خ}^{٢}$ = ١١,٢٠

$ع_{س ص خ}^{٢}$: (من الجدول النهائي لتحليل التغاير) = ,٤٥

وعلى ذلك فإن :

$$\text{الكفاية النسبية لهذا التصميم} = \frac{\frac{٨,٤٠}{١٥-١}}{,٤٥\left[١ + \frac{١٢,١٣}{١١,٢٠ \times (٣-١)}\right]}$$

$$\text{الكفاية النسبية} = \frac{,٧٠}{,٤٥\left[١ + \frac{١٢,١٣}{٢٢,٤٠}\right]}$$

$$= \frac{,٧٠}{,٦٩}$$

$$= ١,٠١$$

$$= ١٠١ \%$$

وهذا يعنى إننا كنا بدون تحليل التغاير نحتاج إلى ١ ٪ من المفحوصين زيادة على العدد الموجود الحالى فى التجربة ، وذلك لنحصل على نفس الدقة فى المقارنات التى حصلنا عليها باستخدام تحليل التغاير .

وإذا كانت كفاءة تصميم تحليل التغاير فى مثالنا السابق تبدو منخفضة جداً فإن ذلك بسبب عدم وجود فروق ذات احصائية بين متوسطات المتغير التابع (ص) عند افتراض تساوى المتوسطات للمتغير المصاحب .

ولكن فى مسائل أخرى حينما نحصل على قيمة « ف » دالة احصائيا أى عكس ما كان فى مثالنا فأن قيمة الكفاءة النسبية سوف تختلف اختلافاً ملحوظا . لدرجة إنه فى بعض الأحيان نصل إلى كفاية نسبية أكثر من ٢٥٠ ٪ مثلا وهذا يعنى إنه بدون تحليل التغاير كنا نحتاج إلى ١٥٠ ٪ من المفحوصين زيادة على العدد الذى استخدم فى التجربة حتى نصل إلى نفس دقة المقارنات التى حصلنا عليها من استخدام تحليل التغاير .

الفصل الخامس عشر

التحليل الإحصائى الماورائى

التحليل الإحصائي الماورائي

دراسة علي بحوث عن الفعالية الذاتية في ضوء بعض المتغيرات

ملخص :

هدفت هذه الدراسة إلى التعريف بالتحليل الماورائي (البعدى Meta- Analysis) وأهمية الاستفادة منه في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . ولهذا فقد تناولت أهم طرق التحليل الإحصائي الماورائي والمؤشرات ذات الأهمية التي يعتمد عليها، مع تطبيق تلك المؤشرات على عدد ١٨ بحثاً سابقاً حول الفاعلية الذاتية ، جملة عيناتها ١٤٤٠ فرداً في مراحل الطفولة والمراهقة والشباب .

وقد أسفرت الدراسة عن خمس طرق للتحليل الماورائي لنتائج البحوث السابقة ، عادت إلى رائد هذا الأسلوب العالم Glass عام ١٩٧٦م وبالإضافة إلى طريقته ، ظهرت طرق أخرى مثل طريقة Mansfield and Busse وطريقة Stouffer وطريقة Hedges and Olkin وطريقة Hunter and Schmidt.

وانتهت الدراسة الحالية إلى تحديد لمؤشرات التحليل الماورائي لنتائج البحوث السابقة تمثلت في التعامل مع ما يعرف بحجم التأثير Effect Size ونسبة التباين المفسر ، وذلك في حالات الكشف عن الفروق باستخدام اختبارات مثل ت ، ف ، ... الخ أو في حالات الكشف عن العلاقات باستخدام معاملات مثل ر ، ø ، θ ، .. الخ ، ويسير التعامل في هذه الحالات في سبع خطوات هي : حساب متوسط مربع إيتا في حالة الفروق أو حساب مربع الارتباط ،Z في حالة العلاقات – حساب متوسط حجم التأثير – حساب التباين المشاهد – حساب تباين خطأ العينة – حساب الانحراف المعياري للبواقي – حساب قيمة مربع كاي – حساب الدلالة الإحصائية لمربع كاي.

وهدفت هذه التعاملات الكشف في نتائج الدراسات السابقة عن كونها متجانسة فيما توصلت إليه أو متسقة من عدمه . وشروط هذا التجانس في الدراسات تتطلب التوصل إلى قيمة لمربع كاي غير دالة إحصائيا ، وإن الانحراف المعياري للبواقي Residual Standard Deviation يأتي أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع ، بالإضافة إلى تفسير قدر مقبول من التباين .

وتم تطبيق هذه الخطوات على ١٨ دراسة تناولت برامج لتنمية فاعلية الذات

Self-Efficacy . واستخدمت اختبارات إحصائية لدلالة الفروق مثل ت ، ف ...الخ وكشف نتائج المعالجات بهذا الأسلوب عن :

* وجود تأثير إيجابي متوسط أو منخفض في الغالب للبرامج المستخدمة في تنمية فاعلية الذات لدى الأفراد عموما في الطفولة والمراهقة والشباب .

*استراتيجيات التغذية الراجعة والنموذج والتنظيم الذاتي تقوم بدور جوهري في تنمية الفاعلية الذاتية لدى الأفراد وإن كانت كل من استراتيجية النموذج والتنظيم الذاتي تؤثر بمستوى أقل من تأثير استراتيجية التغذية الراجعة .

أولا : مدخل إلى مشكلة الدراسة :

نشأت منذ وقت الحاجة إلى بحوث تكاملية Research Intergration بين نتائج الدراسات المختلفة ، بهدف الوصول من خلالها إلى استنتاجات تستوعبها ككل (فؤاد أبو حطب وآمال صادق ، ١٩٩١ ، ١٢٢) (.Lipsy and Wilson. 2001 16-25) وأحد مداخل نتائج الدراسات ما يعرف بالتحليل الماورائي أو البعدي Meta Analysis .

ويهدف التحليل الماورائي إلى التوصل إلى وصف كمي دقيق غير متحيز لنتائج مجموعة من الدراسات أو البحوث حول موضوع معين ومدى اتساق نتائج هذه البحوث . حيث يهتم هذا النوع من التحليل بتقويم دقيق للمواد التي نشرت بالفعل ، من خلال تناول منظم متكامل لنتائج البحوث والدراسات السابق نشرها- في ضوء تحديد مشكلة ، وتلخيص بعد تمحيص للبحوث السابقة (رجاء أبو علام ، ٢٠٠٤ ، ٥٨٧) (Neill , 2004) . نظراً لأن هذه البحوث السابقة التي دارت حول موضع بعينه قد لا يدعم بعضها بعضاً ، مما يجعل المشتغلون بوضع السياسات يعانون من صعوبات في اتخاذ القرار استناداً إلى نتائج البحوث .

ولقد ظهرت بوادر محاولات استخدام أسلوب التحليل الماورائي ، قبل نحو خمسين عاماً ، ورائد هذا الأسلوب هو العالم Glass الذي طرحه كأسلوب جديد لتحليل البيانات في عام ١٩٧٦ معرفاً له بأنه تحليل إحصائي لمجموعة من النتائج التي توصلت إليها دراسات سابقة ، كل منها على انفراد ، والهدف من هذا الأسلوب الوصول إلى تكامل بعد تسجيل خصائص هذه الدراسات ونتائجها كمياً واعتبار ذلك نوعاً من البيانات التي تحتاج إلى تطبيق طرق إحصائية إكمالية عليها في جملتها

للوصول إلى نتيجة أعم وأشمل وأكمل حول نتائج هذه البحوث ، (Gass,et al. 1981,21) .

ويميز Glass بين ثلاثة أنواع من التحليل يجب أن تمر بها البحوث والدراسات العلمية هي :

تحليل أولى Primary Analysis : ويقصد فيه استخدام أساليب إحصائية مناسبة لإجراء تحليلات لبيانات جمعت بخصوص بحث أو دراسة – وهناك تحليل ثانوى Secodary Analysis ينطوى على إعادة التحليل Re- Analysis لبيانات جمعت لبحث أو دراسة وسبق تحيلها أى خضعت من قبل للتحليل بهدف الإجابة عن تساؤلات محددة أو التحقق من صحة فروض ، وذلك باستخدام أساليب إحصائية أخرى أو أكثر مناسبة من التى سبق استخدامها ، أو لمزيد من الإجابة عن أسئلة جديدة باستخدام نفس البيانات . أما النوع الثالث من التحليل فهو ما يعرف بالتحليل الماورائى (البعدى) Meta Analysis ويعنى إعادة تحليل للتحليل الأولى أو الثانوى من جملة أو مجموع البحوث والدراسات التى تمت متباعدة أو كل منها على إنفراد حول نفس الموضوع التى قد تكون فى ميادين مثل التربية وعلم النفس .

ففى ميدان علم النفس مثلاً إذا كان إهتمامنا بموضوع مثل الفعالية الذاتية Self-Efficacy ، حيث اتضح أن للأفراد نظاماً ذاتياً يمكنهم من التحكم فى أفكارهم ومشاعرهم وأفعالهم . وهذا النظام يتضمن القدرة على الترميز والتعلم من الآخرين ووضع استراتيجيات بديلة فى تنظيم الفرد لسلوكه الذاتى ، من منطلق أن معتقدات الفرد عن فعاليته الذاتية تظهر من خلال الإدراك المعرفى للقدرات الشخصية ، والخبرات المباشرة وغير المباشرة ،كما تعكس هذه المعتقدات قدرة الفرد (طفل – مراهق – شاب) فى أن يتحكم فى معطيات البيئة من خلال الأفعال ، والوسائل التكيفية التى يقوم بها ، والثقة بالنفس فى مواجهة ضغوط الحياة (Bandura, 1989,729) (Alxander and fred.1998) فإن علينا حينما نريد إجراء ما يعرف بالتحليل الماورائى حول هذا الجانب من ميكانيزمات الشخصية ، إن نستعرض نتائج الدراسات والبحوث السابقة حول فعالية الذات ، وبالتالى قد حددنا الموضوع ، ثم تجميع الدراسات والبحوث السابقة للتأكد من علاقتها بموضوع البحث المحدد ، بعدها يتم توصيف لهذه الدراسات والبحوث السابقة، وفقاً لمتغيرات منها سنة النشر ، مصدر النشر ، حجم العينة ، جنس العينة ونوع العينة ونوع معالجة البيانات ، ويلى ذلك

عملية جدولة لهذا التوصيف فى ضوء هذه المتغيرات، وتكون الخطوة الأخيرة معالجة بيانات هى نتائج أتت بها هذه الدراسات السابقة أو توصلت إليها.

ويبدو أن التحليل الإحصائى الماورائى كأسلوب لا يختلف عن غيره من أساليب ومناهج البحث من حيث تحديد المشكلة وصياغة فروض وتحديد وقياس المتغيرات واختيار عينة (من البحوث) وتحليل نتائج بيانات هذه العينة وصولا إلى نتائج تحتاج إلى المناقشة والتفسير. وهو بهذه المواصفات منهج امبريقى كامل قابل للاستعادة والتكرار (فؤاد أبو حطب وآمال صادق ، ١٩٩١، ١٢٨) (Scdtt and Rishar,2002) .

ولقد أخذت فكرة التحليل الإحصائى الماورائى أهميتها واعتمادها فى مجال العلوم التربوية والنفسية، حيث بواسطتها لا يتم فقط تحديد مدى الحاجة إلى إجراء المزيد من البحوث فى مجال معين، بل فحص مصداقية النظريات التى طرحت على ضوء ما يتم التوصل إليه من نتائج تكاملية من عينات مختلفة، ويمكن أن نطلق عليها الموازى الكمى لمراجعة البحوث والدراسات السابقة. (Carson et al,1990,236) .

وتمتاز طريقة التحليل الإحصائى الماورائى فى مراجعة البحوث والدراسات السابقة بأنها ليست فقط لإجبار الباحث على تمحيص التراث السابق، بل لتكميم الاتجاهات التى اسفرت عنها البحوث السابقة من خلال النظرة الإجمالية لإحجام الأثر Effect Size أو حجم التأثير التى يمكن التوصل إليها من معالجة نتائج هذه الدراسات السابقة ، حيث تزاد قوة الاختيار الإحصائى Power of the test بالجمع بين نتائج الدراسات السابقة. (Panicker, 1999) (Rosenthal, 2000) .

من منطلق أن مقاييس حجم التأثير هى الوجه المكمل للاختبارات الإحصائية بمستويات دلالتها المختلفة والتى تعتمد على أحجام العينات مثل اختبارات «ت» T-Test أو «ف» المستخدمة فى تحليل التباين Analysis of variance وغيرها . إن الكثير من البحوث تقرر نتائجها معتمدة على الدلالة الإحصائية دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرات، وتصبح هناك مغالاة فى تفسير النتائج اعتمادا على مستويات الدلالة، التى لا تكشف عن مدى تأثير الانتماء لعينة معينة على المتغير التابع وهو الدلالة العلمية للنتائج التى يكشف عنها حجم التأثير (زكريا الشربينى، ١٩٩٥، ١٧٨) (صلاح مراد، ٢٠٠٠، ٢٤٦) . إن فكرة حجم التأثير تعتمد على صياغة الفروق بين المتوسطات بالنسبة للانحراف المعيارى أو الخطأ المعيارى أو

التعبير عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة من جهة والمتغيرات التابعة من جهة أخرى، عن طريق استخراج حجم تباين المتغير التابع الذى يمكن تفسيره عن طريق المتغير المستقل . (Cohen,1988,10) .

ثانياً : أسئلة الدراسة :

١- ما طرق التحليل الإحصائى الماورائى وما هى أساليب التأثيرالجوهرية التى يمكن الاستفادة منها مع هذا النوع من التحليل فى البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية .

٢- ما هى مؤشرات التحليل الإحصائى الماورائى التى يمكن الاستفادة منها فى البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية ، وبالتالى تكشف عن الدلالة العملية لنتائج تلك البحوث فضلاً عن الدلالة الإحصائية التى توصلت إليها تلك البحوث.

٣- إلى أى مدى تتسق نتائج الدراسات السابقة فى واحد من جوانب الشخصية (فعالية الذات) وتحديداً التى استخدمت استراتيجيات أو برامج لرفع مستوى فعالية الذات وذلك إذا أجرينا على نتائج تلك الدراسات مؤشرات التحليل الإحصائى الماورائى .

٤- هل يكشف التحليل الاحصائى الماورائى لنتائج الدراسات السابقة عن استراتيجيات آو برامج أهم من غيرها فى تحسين فعالية الذات لدى الافراد عموما (أطفال - مراهقون - شباب) .

ثالثاً : أهمية الدراسة :

تبرز أهمية دراستنا الحالية فى :

١- التعريف بالتحليل الإحصائى الماورائى ومؤشراته، وأهميته فى الكشف عن الدلالة العملية لنتائج البحوث فضلاً عن الدلالة الإحصائية.

٢- توجيه القائمين على البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية بضرورة الاهتمام بالدلالة العملية للنتائج وليس فقط الاحصائية.

٣ - توفير نموذج فى ميدان علم النفس «الفعالية الذاتية» ثم الاستفادة من

التحليل الإحصائى الماورائى فيه، وكيف يتم مناقشة وتفسير النتائج مع هذا التحليل.

رابعاً : خلفية نظرية عن التحليل الماورائى للبحوث مع التركيز على بحوث عن الفاعلية الذاتية :

سوف نتناول فى هذا الجزء بتركيز مختصر أربعة أجزاء فرعية هى طرق التحليل الماورائى ومفهوم حجم التأثير وأساليبه وخطوات التحليل الماورائى ومعنى الفاعلية الذاتية.

١ - طرق التحليل الماورائى :

علـى الرغم من اتفاق معظم الباحثين على جوهرية أسلوب التحليل الماورائـى إلا أنه يعتمد على عديد من الطرق يمكن تصنيفها ملخصة إلـى خمس طرق فـى ضوء أفكار (Noortfgate and Patrick, 2003) ، (Hunter and Schmit, 2004) .

هناك طرق للتحليل الماورائى تناولها التراث النظرى عند كل من :

Noortfate and Patrick (2003) - Varan(1998)- Drowns,(1968) Hunter and Schmit (2004 – ويمكن عرضها فيما يلى :

١ - طريقة جلاس Glass (حصر دراسات فى مجال واحد – استخدام وحدة قياس مشتركة – استخدام أكثر من مقياس لنفس المتغير يعتبره أكثر من نتيجة يتعامل معها).

٢ - طريقة مانسفيلد وبوس Masfiledand Buss (حصر دراسات فى مجال واحد – حساب حجم أثر واحد هو متوسط حجوم أثر نتائج المقاييس المتماثلة) .

٣ - طريقة ستوفر Stouffer ستوفر (حصر دراسات فى مجال واحد – جمع مستويات الدلالة بعد تحويلها إلى Z score لكل مستوى دلالة – يقسم المجموع على الجذر التربيعى لعدد الدراسات – يستخرج مستوى دلالة مقابل لـ Z المتوسطة).

٤ - طريقة كارسون وآخرون Carson et al. (مراعاة حصر دراسات فى مجال

واحد يكون مجموع Z فيها = صفر) .

٥- طريقة هنتر و شميدت Hunter and Schmit (حصر دراسات فى مجال واحد - تحول كل دراسة إلى حجم أثر - جمع أحجام الأثر ...) .

٦- طريقة هيدجز و أولكن Hedges and Olkin (حصر دراسات فى مجال واحد - حساب حجم أثر لكل دراسة - حساب تجانس نتائج الدراسات) .

٢ - حجم التأثير وأساليبه :

من الواضح أن فكرة حجم التأثير تتغلغل فى أهميتها عند إجراء طرق التحليل الماورائى غالباً . وتوجد أساليب إحصائية متعددة يستفاد منها فى تحديد أو حساب حجم التأثير للمتغير المستقل تحديدا كمياً. ويطلق على هذه الأساليب تسميات مثل قوة الترابط Association وسعة مقاييس التأثير ، ومؤشرات الاستخدام Utility وتدور فكرة حجم التأثير (قوة العلاقة) فى هذه الأساليب حول تقدير نسبة من التباين الكلى ترجع إلى التباين المنتظم ، بمعنى نسبة التباين الكلى الذى يمكن تفسيره أو تبريره أو تعديله بالمتغير المستقل Accounted for (فؤاد أبو حطب وأمال صادق، ١٩٩١ ، ٩٤) (Cohe,1988,10) .

ويمكن تصنيف أساليب التأثير – قوة العلاقة – إلى صنفين (Glass et al., 1981, 29) (Kiess, 1989, 512) (زكريا الشربينى ، ٥٩٩١) (رشدى فام ، ١٩٩٧ ، ٧٢) (زكريا الشربينى ، ٢٠٠١) (Scott and Rishard, 2002, 2-6) (Neil, 2004) :-

أ) أساليب إحصائية للكشف عن حجم التأثير في البحوث المهتمة بالفروق:

١ – أساليب حجم التأثير فى البحوث المهتمة بالفروق بأساليب بارامترية :

** فى حالة استخدام اختبار «ت» لدلالة فروق عينتين مستقلتين :

$$\text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا} = \sqrt{\frac{\text{ت}^2}{\text{ت}^2 + \text{درجات الحرية}}}$$ (وهى أيضاً معامل الارتباط الثنائى)

$$\text{حجم التأثير} = \text{ت} \sqrt{\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2}}$$ (طريقة Hedges' G)

** فى حالة استخدام اختيار "ت " لدلالة فروق عينتين مترابطتين:

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

ر : معامل الارتباط بين درجات التطبيقين القبلي والبعدى.

** فى حالة إختيار "Z" لدلالة فروق مجموعتين مستقلين

$$\text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا} = \sqrt{\frac{Z^{٢}}{Z^{٢} + ن_{١} + ن_{٢} - ٢}}$$

** في حالة حساب الفروق بين مجموعتين تجريبية وضابطة :

$$\text{حجم التأثير } (\Delta) \text{ دلتا} = \frac{\bar{س}_{ج} - \bar{س}_{ض}}{ع_{ض}}$$

(طريقة Cohen's)

(طريقة Glass's delta)

$\bar{س}_{ج}$: متوسط المجموعة التجريبية ، $\bar{س}_{ض}$: متوسط المجموعة الضابطة

$ع_{ض}$: الانحراف المعيارى للمجموعة الضابطة .

$$\text{حجم التأثير} = \sqrt{\frac{٢\,ت}{٢\,ن}}$$

(عينتان تجريبية وضابطة متساويتان)

$$\text{حجم التأثير} = \frac{\text{أ}_{\text{ج}} - \text{أ}_{\text{ض}}}{\sqrt{\text{ك}\,(١ - \text{ك})\left[\dfrac{١}{\text{ن}_{\text{ج}}} + \dfrac{١}{\text{ن}_{\text{ض}}}\right]}}$$

حيث :

$\text{أ}_{\text{ج}}$ ، $\text{أ}_{\text{ض}}$ النسبة المئوية التى نجحت فى المجموعة التجريبية وفى المجموعة الضابطة .

$\text{ن}_{\text{ج}}$ ، $\text{ن}_{\text{ض}}$ عدد أفراد كل من المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة .

$$\text{ك} = \frac{\text{أ}_{\text{ج}} + \text{أ}_{\text{ض}}}{٢}$$

** فى حالة استخدام تحليل التباين (ف)

$$\text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا أو } (\omega) \text{ أومجا} = \sqrt{\frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}}}$$

$$\text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا أو } (\varepsilon) \text{ ابيسلون} = \sqrt{\frac{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times [\text{ف} - ١]}{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times [\text{ف}] + \text{درجة حرية التباين داخل المجموعات}}}$$

$$\text{حجم التأثير} = \frac{\bar{\text{س}}_{\text{ج}} - \bar{\text{س}}_{\text{ض}}}{\sqrt{\dfrac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{ف}}}}$$

حيث $\bar{س}_{ج}$: متوسط المجموعة التجريبية ، $\bar{س}_{ض}$: متوسط المجموعة الضابطة

يجب أن نعلم أن (η إيتا) هو رمز لاتينى Greek Letter Eta وكذا (ω) و(ε)

** فى حالة حساب الفروق لعينتين مستقلتين أو مترابطتين

$$\text{حجم التأثير } (\Delta) \text{ دلتا} = \frac{2\,ت}{\sqrt{\text{درجات الحرية}}} \quad (\text{طريقة Cohen's D})$$

$$\text{حجم التأثير } (G) = \frac{2\,ت}{\sqrt{ن_1 + ن_2}} \quad (\text{طريقة Hedges's G})$$

٢ – أساليب حجم التأثير فى البحوث المهتمة بالفروق بأساليب لا بارامترية :

** فى حالة حساب الفروق بين مجموعتين باستخدام $كا^2$

$$\text{حجم التأثير} = ت \sqrt{\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}}$$

حيث ت هى قيمة ت فى جداول ت عند درجات حرية $ن_1 + ن_2 - 2$

* فى حساب الفروق بين مجموعتين مستقلتين باستخدام اختبار (U) مان – وتنى

$$\text{حجم التأثير } ق_{ن} = \frac{2\left[\frac{مجـ ر_1}{ن_1} - \frac{مجـ ر_2}{ن_2}\right]}{ن_1 + ن_2}$$

حيث :

مجـ $ر_1$: مجموع رتب المجموعة الأولى التى حجمها $ن_1$

مجـ $ر_2$: مجموع رتب المجموعة الثانية التى حجمها $ن_2$

* فى حالة حساب الفروق بين مجموعتين مترابطتين باستخدام اختبار ويلكوكسن

$$\text{حجم التأثير ق}_{T} = \frac{4\,T_{1}}{\text{ن}\,(\text{ن} + 1)} - 1$$

حيث T_{1} : مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة

ن : عدد أزواج الدرجات

* فى حالة حساب الفروق بين عدة مجموعات مستقلة (تحليل التباين) بطريقة كروسكال – واليز .

$$\text{حجم التأثير ق}_{H} = \sqrt{\frac{H + \text{م} + 1}{\text{ن} - \text{م}}}$$

حيث :

م : عدد المجموعات

ن : العدد الكلى لجيع أفراد المجموعات

H : هى قيمة **H** الناتجة من اختبار كروسكال – واليز

* فى حالة حساب الفروق بين عدة مجموعات مترابطة باختيار فريدمان

$$\text{حجم التأثير ق}_{F} = \frac{F}{\text{ن}\,(\text{م} - 1)}$$ ويسمى معامل كندال

حيث **F** : هى قيمة **F** الناتجة عن اختبار فريدمان .

ب – أساليب إحصائية للكشف عن حجم التأثير في البحوث المهتمة بالعلاقات

* فى حالة حساب الارتباط بين متغيرين عن طريق الانحدار

$$\text{حجم التأثير} = \frac{\text{ت}}{\sqrt{\text{ت}^{٢} + \text{درجات الحرية}}}$$

* فى حالة حساب الارتباط بطريقة مثل بيرسون

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط ($ر^{٢}$)

* فى حالة الانحدار البسيط بين متغير منبىء ومتغير متنبأ به لمعرفة قدرة المنبىء على تفسير المتنبأ به .

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط (R^2)

* فى حالة الانحدار المتعدد بين متغيرات منبئات من جهة ومتنبأ به أو أكثر

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط (R^2)

٣ مؤشرات التحليل الماورائي الجوهرية في البحوث الفارقة والبحوث العلاقية:

١ – حساب متوسط مربع (η^2) أو حساب متوسط معاملات الارتباط .

٢ – حساب متوسط حجم التأثير أو حساب متوسط مربعات معاملات الارتباط.

٣ – حساب التباين المشاهد لقيم مربع إيتا أو معاملات الارتباط .

٤ – حساب تباين خطأ العينة Variance Sampling Error

$$= \frac{[\text{١} - (\text{الخطوة ١})^{٢}] \times \text{عدد الدراسات}}{\text{حجم العينة الكلى}}$$

٥ – حساب الانحراف المعيارى للبواقى Residual Standard Deviation

$$= \sqrt{\text{الخطوة (٣) – الخطوة (٤)}}$$

٦ – حساب مربع كاى كا^{٢} ودلالتها الإحصائية

وشروط اتساق وتجانس الدراسات في النتائج هي :

* كا^{٢} تأتى غير دالة.

* الانحراف المعيارى للبواقى أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع.

* قدر مقبول من التباين المفسر فى ضوء أراء Marascuilo 1988 وزكريا الشربينى ١٩٩٥ وهى :

٦٠ ٪ فأكثر أثر مرتفع جداً للمتغير المستقل.

٥٠ ٪ – أقل من ٦٠ ٪ أثر مرتفع للمتغير المستقل .

٤٠ ٪ – أقل من ٥٠ ٪ أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .

٣٠ ٪– أقل من ٤٠ ٪ أثر متوسط للمتغير المستقل.

٢٠ ٪– أقل من ٣٠ ٪ أثر أقل من المتوسط للمتغير المستقل.

١٠ ٪– أقل من ٢٠ ٪ أثر منخفض للمتغير المستقل .

أقل من ١٠ ٪ أثر منخفض جداً للمتغير المستقل.

وفى ضوء هذه المؤشرات ، سوف يتم التعامل على عدد من الدراسات السابقة موضوعها عن الفاعلية الذاتية Self Efficacy وهو من مكونات النظرية الاجتماعية المعرفية فى ضوء التعريف بهذا المفهوم النفسى فى مجال علم النفس كما سوف يتضح من الجزء (الرابع) .

وعلى أى حال تفاوتت الآراء حول قيمة حجم التأثير التى تدل على مستويات الدلالة العملية للنتائج فى مقابل الدلالة الإحصائية التى تهتم بمستوى الثقة Coni-dence Level فيما توصلنا إليه من نتائج فى ضوء عينة البحث وذلك دون تناول ما

يبرز الجانب العملى التطبيقى لهذه النتائج . أى أن الدلالة العملية Practcal Signifi-cant هى تناول إحصائى يستخدم لتحديد جوهرية و أهمية النتائج تطبيقاً وتطويراً . وهو ما افتقدته البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية لفترة كبيرة مما يجعلنا نتفق مع الإشارات بأن ثقافة أغلب هذه البحوث ما تزال متواضعة فى عدم إظهارها للدلالة العملية مقابل الدلالة الإحصائية ، وهذا ما دفع بتوصية جمعية علم النفس الأمريكية APA بهذا الخصوص (Neill, 2004) .

وإذا كانت الآراء قد تفاوتت فى تحديد مستويات لحجم التأثير وهو العنصر الفعال فى الدلالة العملية للنتائج وأهم عنصر فى مؤشرات التحليل الماورائى (Cohen, 1988) (Hadges et al. 1993) (زكريا الشربينى ، ١٩٩٥) (Rosenthal, 2000) (Thalheimer and .Cook, 2002) .

إلا أنه يمكن اتخاذ القيم التالية معياراً للحكم على مستوى تأثير المتغير المستقل:

المستوى المرتفع:
- ٦٠ ٪ فأكثر أثر مرتفع جداً للمتغير المستقل .
- ٥٠ ٪- أقل من ٦٠ ٪ أثر مرتفع للمتغير المستقل .

فى حدود المستوى المتوسط:
- ٤٠ ٪- أقل من ٥٠ ٪ أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .
- ٣٠ ٪- أقل من ٤٠ ٪ أثر متوسط .
- ٢٠ ٪ - أقل من ٣٠ ٪ أثر أقل من المتوسط .

المستوى المنخفض:
- ١٠ - أقل من ٢٠ ٪ أثر منخفض .
- أقل من ١٠ ٪ أثر منخفض جداً .

وفيما يلى عرض لخطوات التحليل الماورائى ذات الأهمية فى البحوث الفارقة والبحوث العلاقية (Cohen, 1988) (زكريا الشربينى ، ١٩٩٥) (Hedges et al., 1993) (زكريا الشربينى ، ٢٠٠٣) (Petitti, 2000) .

٤ - فعالية الذات :

من المكونات المهمة فى النظرية الاجتماعية المعرفية Social Cognitive Theory ما يعرف بالفعالية الذاتية أو فعالية الذات وهى ميكانيزم معرفى يسهم فى تغيير السلوك ، وتنطوى على توقع الفرد لقدرته على أداء مهمة محددة واستبصاره بإمكاناته وحسن استخدامها فى ظل وجود قدر كاف من الإمكانات الفسيولوجية والعقلية والنفسية . وهى ذات جانب دافعى وتؤثر فى أنماط التفكير والخطط التى يضعها الفرد لنفسه ، ويكمن خلف المعتقدات الضعيفة عن الفعالية الذاتية مستويات أقل من المثابرة والنشاط . ولذلك فهى قوة تفسر الدوافع الكامنة خلف أداء الفرد فى المجالات المختلفة ، وتتضمن أحكام الفرد أو توقعاته عن أدائه للسلوك فى مواقف تتسم بالغموض ، وتنعكس هذه التوقعات على اختيار الفرد للأنشطة المتضمنة فى الأداء والمجهود المبذول ومواجهة المصاعب وإنجاز المهام . ويعتبر إدراك الفعالية الذاتية مسهماً فى فهم وتحديد أسباب تنوع تصرفات الفرد ، وفى مثابرته وردود

أفعاله، وضبطه لنفسه ، وأثناء ممارسته لاهتماماته واختياراته (Bandura, 1997,100) .

إن الفعالية الذاتية بناء تركيبى يشير إلى إدراك الفرد لمهارته ، وقدرته على التصرف بكفاءة ، وكيف أن معتقداته هذه يمكنها أن تؤثر على أفعاله وتصرفاته للتكيف مع المواقف ، إضافة إلى تأثيرها ليس على المواقف فقط بل على الخبرات التى يتعرض لها الفرد طفلاً كان أم راشداً وأيضاً على مثابرته فى أداء بعض المهام (Conyers, 1998) . لذلك اعتبر أن ما يعتقده الفرد بأن باستطاعته أدائه فى مهمة معينة، والإحاطة بالإمكانات التى قد تعتمد بشكل مكثف على القدرة ، وتعكس تنبؤاً مستقبلياً واستبصاراً عن مدى الجهد الكبير الذى سيبذله الشخص ، تكامل وتفاعل ذلك اعتُبر جوهر فعالية الذات ، إن توقعات الفعالية هذه من شأنها أن تؤثر فى كل موقف يختاره الفرد ، وكذلك السلوكيات التى يقوم بها ، بالإضافة إلى المثابرة على الآداء والاستمرار فيه . فالأفراد الذين تقل توقعات الفعالية لديهم يميلون إلى تحاشى المواقف والظروف التى تتجاوز معدل إدراكهم لمهارات التكيف التى يشعرون أنهم يتمتعون بها، ولذلك فهم يبحثون دائماً عن الأنشطة والمواقف التى هى متمكنون أو يرون من أن بمقدورهم التعامل معها (Harrison et al., 1997) .

وبالتالى فإن الفعالية الذاتية تعتبر وسيطاً معرفياً للسلوك ، لأن توقع الفرد لفعاليته يحدد طبيعة ومدى السلوك الذى سوف يقوم به ، ومدى الجهد الذى سوف يبذله ، ودرجة المثابرة التى سيتحملها فى مواجهة المشكلة أو الصعوبة المتعرض لها ، من منطلق أن الفعالية الذاتية تحدد ، فيما إذا كان الفرد سوف يعى المهمة التى يقبل على القيام بها أنها فرصة Opportunity أو تهديداً Threat ، ومن ثم تؤثر الفعالية الذاتية لدى الفرد على قراره المتعلق بالقيام بالمهمة أو عدم القيام بها (Benz et al., 1992, 274) (Krueger and Diskson, 1993) . ويبدو أن وجود معتقدات لدى الفرد بأن الأشياء الجيدة فى الحياة لايمكن الحصول عليها، وأن الأشياء السيئة لايمكن تجنبها من خلال بذل الجهد ، من شأنه أن يؤدى إلى سلوك غير فعال أو فعالية ذاتية منخفضة المستوى أو ضعيفة (Maddux and lewis, 1995, 133) .

ولقد وجدت علاقة سالبة بين الذاتية والقلق ، حيث الشعور بالخوف والتوتر

الذى ينعكس فى صورة تسارع فى ضربات القلب ، وارتفاع ضغط الدم يخفض من مستوى الفعالية الذاتية (Cozzarelli, 1993) (Melchert et al., 1996) .

ولذا فمن مصادر فعالية الذات لدى الفرد إنجازاته وإتماماته للأداء Perfor-mance Accomplishment والخبرات Experiences والاقتناع أو الاقناع اللفظى Verbal Persuasion والحالة النفسية والفسيولوجية Psychological and Psycho-logical State .

وهناك استراتيجيات يمكن الاستفادة منها فى رفع مستوى فعالية الذات لدى الأفراد (أطفال – مراهقون – شباب) ، وهى التغذية الراجعة (المرتدة) Feed Back (تزويد الفرد بمعلومات حول أداءه للمهام) ومهارة التنظيم الذاتى للتعلم Self-Regulated Learning Skill (تنظيم الوقت – مهارات الاستذكار – خرائط المفاهيم – تحديد الهدف – مستوى الإتقان – ..) وكذلك من استراتيجيات رفع مستوى فعالية الذات ما يعرف بالنمذجة Modeling (مقدم المثل – مصدر التعلم – مقدم المعيار ...) (منى بدوى ، ٢٠٠١ ، ١٥٨) .

ومن أنواع النمذجة التى تستخدم لرفع مستوى الفعالية الذاتية نمذجة الذات Self-Modeling والتعلم الوكالى أو عبر نائب Vicarious Learning ونماذج الرفاق أو الأقران Peer Models .

وقد كشفت الدراسات السابقة عن أن التغيرات الثقافية والاجتماعية والاقتصادية تؤثر على فعالية الأفراد الذاتية ، التى تنعكس على طموحاتهم وجهودهم ومثابرتهم وكذا ردود أفعالهم الانفعالية والقدرة على مواجهة الضغوط والإحباطات فى المواقف الصعبة ومستوى الإنجاز والأداء المدرسى . وترتبط فعالية الذات لدى الطلبة بتحصيلهم الدراسى ارتباطاً موجباً وكذا ترتبط بالقدرة على الآداء فى المجالات المهنية ((Multon, et al., 1991) (Alexander and Fred, 1998)) .

وقد أظهرت الدراسات باستخدام التحليل الماورائى اتساقاً فى نتائج الدراسات التى تناولت فعالية الذات فى علاقتها بالتحصيل الدراسى . بينما وجدت تباينات فى نتائج الدراسات التى تناولت تأثير البرامج التدريبية على تحسين فعالية الذات (محمد عبد السلام ، ٢٠٠٢) . (Pajares, 1996)(Alexander and Fred, 1998) .

فهل تأثير البرامج لتحسين هذا الجانب من الشخصية غير متسقة بالفعل في نتائجها؟ وإذا كانت كذلك فأي أنواع البرامج تكشف عن تحسن أعلى في المستوى الخاص بالفعالية الذاتية؟

خامساً : منهج البحث والإجراءات :

١ – **اختيار موضوع الدراسة** : جاء موضوع الدراسة الحالية كما يظهر من العنوان حول استخدام تحليل إحصائي بعدي حديث العهد في اعتماده في بحوث علم النفس والاجتماع ، وذلك مع عينة من الدراسات السابقة في أحد المجالات ذات الأهمية من الشخصية وهو الفعالية الذاتية وتحديداً الاستراتجيات التي تستخدم في تحسين هذا الجانب .

٢ – **رصد الخلفية النظرية** : جاءت أهمية استعراض جانبين نظريين أساسيين في هذه الدراسة هما :

(أ) مضمون التحليل الماورائي ومعناه واعتماده أسلوب حجم التأثير بأنواعه المختلفة في التصميم الإحصائي المستخدم في الدراسات السابقة (أسلوب فارقي – أسلوب علاقي) .

(ب) معنى الفعالية الذاتية واستراتيجيات تحسينها.

٣ – اختيار الدراسات والبحوث السابقة وتصنيفها : اختير عدد من الدراسات بناء على بعض المحددات .

١ – الدراسة التي تمت لتحسين فعالية الذات باستخدام أحد الاستراتيجيات .

٢ – الدراسة التي اعتمدت على برنامج تدريبي لتحسين هذا الجانب من الشخصية .

٣ – أن تكون الدراسة خلال الفترة من ١٩٨٥ حتى عام ٢٠٠٣ .

وجاء تصنيف هذه الدراسات فى ضوء الاستراتيجية أو البرنامج المستخدم وتحديد حجم العينة فى كل دراسة ، وقيمة «ت» أو قيمة «ف» ودرجات الحرية فى كل حالة . وقد وصل حجم العينة الإجمالية (١٤٤٠) فرداً فى (١٨) بحثاً سابقاً وقع عليها الاختيار .

٤ - معالجة بيانات نتائج الدراسات السابقة :

تم استخدام المؤشرات التى عرضت فى دراستنا الحالية والتى تكشف عن تحليل إحصائى ماورائى . وكان الهدف الكشف عن اتساق نتائج الدراسات السابقة عن تأثير البرامج عامة على تحسين الفعالية الذاتية ، وكذا الكشف عن مدى اتساق النتائج لهذه الدراسات السابقة على أولوية بعض الاستراتيجيات عن غيرها . وجاء سير خطوات التحليل الإحصائى الماورائى : بحساب متوسط مربع إيتا - حساب حجم التأثير - حساب التباين المشاهد - حساب تباين خطأ العينة - حساب الانحراف المعيارى للبواقى - حساب قيمة مربع كاى - حساب الدلالة الإحصائية لمربع كاى .

واشترط فى تجانس نتائج الدراسات السابقة فى مجال الفعالية الذاتية أن تأتى قيمة كا^2 غير دالة إحصائياً، وأن الانحراف المعيارى للبواقى يأتى أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع ، بالإضافة إلى تفسير قدر مقبول من التباين .

سادساً : نتائج الدراسة :

فى إطار تطبيق مؤشرات التحليل الإحصائى الماورائى سابقة الذكر وذلك على ١٨ دراسة سابقة اهتمت بتنمية أو تحسين الفعالية الذاتية باستخدام إحدى

الاستراتيجيات (التغذية الراجعة – النموذج – التنظيم الذاتى) ، جاء حجم العينة الإجمالية لهذه الدراسات السابقة ١٤٤٠ منها ٦٧٠ فرداً استخدم معهم استراتيجية التغذية الراجعة وظهرت فى ثمان دراسات ، ٤٢٩ فرداً استخدم معهم استراتيجية النموذج وظهرت فى ست دراسات ، ٣٢٨ استخدم معهم استراتيجية التنظيم الذاتى وظهرت فى أربع دراسات . وفى ضوء معرفة قيمة «ت» أو «ف» أمكننا التوصل إلى نتائج كلية ونتائج بخصوص كل استراتيجية نستعرضها فى الجداول القادمة .

جدول (١)

التحليل الماورائي لإحصاءات الدراسات التي اهتمت بتأثير البرامج علي فعالية الذات

الدراسة	مربع إيتا	حجم التأثير	الدراسة	مربع إيتا	حجم التأثير	مؤشرات التحليل
١	٠,١٨	١,٤٥	١٠	٠,٠٦	٠,٦٣	
٢	٠,٣٧	٣,١٣	١١	٠,٢٥	٢,٠٠	متوسط مربع إيتا = ٠,٢٥
٣	٠,١٣	١,١٣	١٢	٠,٤٥	٤,٠٦	
٤	٠,١٧	١,٣٩	١٣	٠,٢٣	١,٧٧	متوسط حجم التأثير = ٢,٤١
٥	٠,٣٤	٢,٧٦	١٤	٠,٢٦	٢,٠٨	التباين المشاهد = ٠,٠٣
٦	٠,٥٨	٦,٣٣	١٥	٠,٢١	١,٧٠	تباين خطأ العينة = ٠,٠١
٧	٠,٢٨	٢,٢٦	١٦	٠,٠٣	٠,٤١	الانحراف المعياري للبواقي = ٠,١٤
٨	٠,٠٧	٠,٧٠	١٧	٠,١١	٠,٩٩	قيمة كا^{٢} = ٢,١٩
٩	٠,٠٩	٠,٨٦	١٨	٠,٦٩	٩,٧٦	مستوى دلالة كا^{٢} غير دالة

وتشير نتائج التحليل الماورائي الإحصائى إلى وجود تأثير موجب بصفة عامة للبرامج التى أعدت فى هذه الدراسات فى تنمية الفعالية الذاتية لدى الفرد ، فقد تراوحت قيمة مربع إيتا بين ٠,٠٣ ، ٠,٦٩ ووصل متوسط مربع إيتا إلى ٠,٢٥ وهو قيمة موجبة . وتراوحت حجوم التأثير المناظرة لقيم مربع إيتا بين ٠,٤١ ، ٩,٧٦ بمتوسط حجم تأثير قدره ٢,٤١ ويعكس ذلك تأثيراً فاعلاً للبرامج على فاعلية الذات.

ويتضح أن قيمة التباين المشاهد ٠,٠٣ مع تباين لخطأ العينة قدره ٠,٠١ وانحراف معيارى للبواقى قيمته ٠,١٤ وهو أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع [ممثلاً فى مربع إيتا (٠,٠٦)] ، مع قيمة غير دالة إحصائياً لمربع كاى حيث وصلت إلى ٢,١٩ .

جدول (٢)

تصنيف أحجام التأثير التي ظهرت في الدراسات السابقة

لأثر البرامج على تنمية الفاعلية الذاتية

حجم التأثير	عدد الدراسات	٪	مستوى التأثير
٠,٥٠ فأكثر	٢	٪١١.١١	مرتفع
٠,٢٠ إلى أقل من ٠,٥٠	٨	٪٤٤.٤٤	في حدود المتوسط
أقل من ٠,٢٠	٨	٪٤٤.٤٤	منخفض

ويمكن تصنيف أحجام التأثير فى الجدول السابق على النحو التالى الموضح بجدول (٢) :

يكشف الجدول السابق عن أن ما يقرب من ٤٤ ٪ من البرامج لها تأثير متوسط ومثل هذه النسبة لها تأثير منخفض بينما ١١ ٪ تقريباً من البرامج لها تأثير مرتفع .

ويمكننا الوصول إلى الجملة العلمية التالية :

«هناك تأثير إيجابى متوسط ومنخفض فى الغالب للبرامج المستخدمة فى تنمية فعالية الذات لدى الأفراد».

وإذا قمنا باستخدام التحليل الماورائى لإحصاءات (نتائج) الدراسات التى اهتمت بتأثير البرامج على فعالية الذات فى ضوء الاستراتيجية المستخدمة تأتى النتائج كما يوضحها الجدول(٣) .

جدول (٣) التحليل الماورائي لإحصاءات الدراسات التي اهتمت بتأثير البرامج على فعالية الذات في ضوء استراتيجية البرنامج

الاستراتيجية	مربع إيتا	حجم التأثير	مؤشرات التحليل
التغذية الراجعة (المرتدة)	٠,٠٦	٠,٦٣	متوسط مربع إيتا = ٠,٢٠
	٠,٢٥	٢,٠٠	متوسط حجم التأثير = ١,٧١
	٠,٤٥	٤,٠٦	التباين المشاهد = ٠,١٣
	٠,٢٣	١,٧٧	تباين خطأ العينة = ٠,٠١
	٠,٢٦	٢,٠٨	الانحراف المعياري للبواقي = ٠,٣٥
	٠,٢١	١,٧٠	قيمة كا^{٢} = ٠,٦٣
	٠,٠٣	٠,٤١	مستوى دلالة كا^{٢} غير دالة
	٠,١١	٠,٩٩	
النموذج	٠,١٨	١,٤٥	متوسط مربع إيتا = ٠,٣٠
	٠,٢٧	٣,١٢	متوسط حجم التأثير = ٢,٧٠
	٠,١٣	١,١٢	التباين المشاهد = ٠,١٦
	٠,١٧	١,٣٩	تباين خطأ العينة = ٠,٠١
	٠,٣٤	٢,٧٦	الانحراف المعياري للبواقي = ٠,٣٩
	٠,٥٨	٦,٣٣	قيمة كا^{٢} = ٠,٥٠
			مستوى دلالة كا^{٢} غير دالة
التنظيم الذاتي	٠,٢٨	٢,٢٦	متوسط مربع إيتا = ٠,٢٨
	٠,٦٩	٩,٧٦	متوسط حجم التأثير = ٣,٤٠
	٠,٠٧	٠,٧٠	التباين المشاهد = ٠,٢٥
	٠,٠٩	٠,٨٦	تباين خطأ العينة = ٠,٠١
			الانحراف المعياري للبواقي = ٠,٤٩
			قيمة كا^{٢} = ٠,٨٩
			مستوى دلالة كا^{٢} غير دالة

نلاحظ أن هناك تجانس في نتائج البحوث الخاصة بكل استراتيجية ، حيث جاءت قيمة الانحراف المعيارى للبواقى أكبر فى كل استراتيجية من ربع حجم التأثير (معبرا عنه بمتوسط مربع إيتا) .

ومن المفيد تصنيف أحجام التأثير فى ضوء الاستراتيجيات الثلاث المستخدمة فى تنمية الفاعلية الذاتية لدى الفرد .

جدول (٤)

تصنيف أحجام التأثير التي ظهرت في الدراسات السابقة

لأثر كل استراتيجية برنامج في الفاعلية الذاتية للفرد

حجم التأثير	عدد الدراسات ونسبتها						مستوى التأثير
	التغذية		النموذج		التنظيم		
	ك	٪	ك	٪	ك	٪	
٠,٥٠ فأكثر	-	-	١	١٦,٦٧٪	١	٢٥,٠٠٪	مرتفع
٠,٢٠ إلى أقل من ٠,٥٠	٥	٦٢,٥٪	٢	٣٣,٣٣٪	١	٢٥,٠٠٪	في حدود المتوسط
أقل من ٠,٢٠	٣	٣٧,٥٪	٣	٥٠,٠٠٪	٢	٥٠,٠٠٪	منخفض

ويلاحظ من الجدول السابق أن استراتيجيتا النموذج والتنظيم تأتى بتأثير منخفض غالباً فى تنمية الفاعلية الذاتية ، بينما استراتيجية التغذية الراجعة تأتى بتأثير فى حدود المتوسط على تنمطة الفاعلية الذاتية لدى الفرد .

وإذا كانت الدراسة الحالية قد كشفت عن وجود تأثير إيجابى متوسط أو منخفض فى الغالب للبرامج المستخدمة فى تنمية فعالية الذات لدى الأفراد عموماً فى الطفولة والمراهقة والشباب ، كما كشفت عن أن استراتيجيات التغذية الراجعة والنموذج والتنظيم الذاتى تقوم بدور جوهرى فى تنمية الفاعلية الذاتية ، وإن كانت كل من استراتيجية النموذج والتنظيم الذاتى تؤثر بمستوى أقل من تأثير استراتيجية التغذية الراجعة . وإلا أنه من الهام أيضاً أن نأخذ متغير مرحلة النمو (طفولة – مراهقة – شباب) فى دراسات لاحقة وكذا حجم العينة (كبير – صغير) على اعتبار أن العينات الكبيرة هى التى تشتمل على ٣٠ فرد فأكثر والعينات الصغيرة هى التى تشتمل على أقل من ٣٠ فرداً .

وإذا كانت الدراسة الحالية لاتنفى أهمية الدلالة الإحصائية للنتائج إلا أنها تطالب دوما بإيضاح الدلالة العملية أيضاً لما توصلت إليه ، كما أن من المهام استخدام التحليل الإحصائى الماورائى لنتائج الدراسات السابقة كلما أمكن قبل اتخاذ إجراءات بحث أو دراسة جديدة ، والإهتمام فى ذلك بأسلوب حجم التأثير الذى يجب الاعتماد عليه فى ضوء كون الدراسة السابقة اعتمدت على أسلوب بارامترى أو أسلوب لا بارامترى فى بحث فارقى أو بحث علاقى ، وفى ذلك ابراز للنسبة التى يشارك بها المتغير المستقل .Independent V فى المتغير .Dependent V آخذين فى الاعتبار دور العوامل المتداخلة .Intervening V أو الداخلية Extraneous .

وآخر دعوانا أن الحمد لله رب العالمين

الملاحق

ملحق [١]

جدول القيم الحرجة لاختبار « ت »

	مستوى الدلالة لاختبار ذيل واحد					
درجات الحرية	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٠٥
	مستوى الدلالة لاختبار ذيلين					
درجات الحرية	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	٢,٠١٥	٢,٥٧١	٣,٣٦٥	٤,٠٨٢	٦,٨٥٩
٦	١,٤٤٠	١,٩٤٣	٢,٤٤٧	٢,١٤٣	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	٢,٢٢٨	٢,٧٦٤	٣,١٦٩	٤,٥٨٧
١١	١,٣٦٣	١,٧٩٦	٢,٢٠١	٢,٧١٨	٣,١٠٦	٤,٤٣٧
١٢	١,٣٥٦	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	١,٧٤٦	٢,١٢٠	٢,٥٨٣	٢,٩٢١	٤,٠١٥
١٧	١,٣٣٣	١,٧٤٠	٢,١١٠	٢,٥٦٧	٢,٨٩٨	٣,٩٦٤
١٨	١,٣٣٠	١,٧٣٤	٢,١٠١	٢,٥٥٢	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	٢,٠٦٤	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	٢,٠٥٢	٢,٤٧٣	٢,٧٧١	٣,٦٩٠
٢٨	١,٣١٣	١,١٠٧	٢,٠٤٨	٢,٤٦٧	٢,٧٦٣	٣,٦٧٤
٢٩	١,٣١١	١,٦٩٩	٢,٠٤٥	,٤٧٢	٢,٧٥٦	٣,٦٥٩
٣٠	١,٣١٠	١,٦٩٧	٢,٠٤٢	٢,٤٧	٢,٧٥٠	٣,٦٤٦
٤٠	١,٣٠٣	١,٦٨٤	٢,٠٢١	٢,٤٢٣	٢,٧٠٤	٣,٥٥١٥
٦٠	١,٢٩٦	١,٦٧١	٢,٠٠٠	٢,٣٩٠	٢,٦٦٠	٣,٤٦٠
١٢٠	١,٢٩	١,٦٥٨	١,٩٨٠	٢,٣٥٨	٢,٦١٧	٣,٣٧٣
∞	١,٢٨٢	١,٦٤٥	١,٩٦٠	٢,٣٢٦	٢,٥٧٦	٣,٢٩١

ملحق [٢]

جدول القيم الحرجة لاختبارساندلر

ن − ١	مستوى الدلالة لاختبار ذيل واحد				
	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٠٥
	مستوى الدلالة لاختبار ذيلين				
	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠١
١	٠,٥١٢٥	٠,٥٠٣١	٠,٥٠٠٤٩	٠,٥٠٠١٢	٠,٥٠٠٠٠١٢
٢	٠,٤١٢	٠,٣٦٩	٠,٣٤٧	٠,٣٤٠	٠,٣٣٤
٣	٠,٣٨٥	٠,٣٢٤	٠,٢٦٨	٠,٢٧٢	٠,٢٥٤
٤	٠,٣٧٦	٠,٣٠٤	٠,٢٥٧	٠,٢٣٨	٠,٢١١
٥	٠,٣٧٢	٠,٢٩٣	٠,٢٤٠	٠,٢١٨	٠,١٨٤
٦	٠,٣٧٠	٠,٢٨٦	٠,٢٣٠	٠,٢٠٥	٠,١٦٧
٧	٠,٣٦٩	٠,٢٨١	٠,٢٢٢	٠,١٩٦	٠,١٥٥
٨	٠,٣٦٨	٠,٢٧٨	٠,٢١٧	٠,١٩٠	٠,١٤٦
٩	٠,٣٦٨	٠,٢٧٦	٠,٢١٣	٠,١٨٥	٠,١٣٩
١٠	٠,٣٦٨	٠,٢٧٤	٠,٢١٠	٠,١٨١	٠,١٣٤
١١	٠,٣٦٨	٠,٢٧٣	٠,٢٠٧	٠,١٧٨	٠,١٣٠
١٢	٠,٣٦٨	٠,٢٧١	٠,٢٠٥	٠,١٧٦	٠,١٢٦
١٣	٠,٣٦٨	٠,٢٧٠	٠,٢٠٤	٠,١٧٤	٠,١٢٤
١٤	٠,٣٦٨	٠,٢٧٠	٠,٢٠٢	٠,١٧٢	٠,١٢١
١٥	٠,٣٦٨	٠,٢٦٩	٠,٢٠١	٠,١٧٠	٠,١١٩
١٦	٠,٣٦٨	٠,٢٦٨	٠,٢٠٠	٠,١٦٩	٠,١١٧
١٧	٠,٣٦٨	٠,٢٦٨	٠,١٩٩	٠,١٦٨	٠,١١٦
١٨	٠,٣٦٨	٠,٢٦٧	٠,١٩٨	٠,١٦٧	٠,١١٤
١٩	٠,٣٦٨	٠,٢٦٧	٠,١٩٧	٠,١٦٦	٠,١١٣
٢٠	٠,٣٦٨	٠,٢٦٦	٠,١٩٧	٠,١٦٥	٠,١١٢
٢١	٠,٣٦٨	٠,٢٦٦	٠,١٩٦	٠,١٦٥	٠,١١١
٢٢	٠,٣٦٨	٠,٢٦٦	٠,١٩٦	٠,١٦٤	٠,١١٠
٢٣	٠,٣٦٨	٠,٢٦٦	٠,١٩٥	٠,١٦٣	٠,١٠٩
٢٤	٠,٣٦٨	٠,٢٦٥	٠,١٩٥	٠,١٦٣	٠,١٠٨
٢٥	٠,٣٦٨	٠,٢٦٥	٠,١٩٤	٠,١٦٢	٠,١٠٨
٢٦	٠,٣٦٨	٠,٢٦٥	٠,١٩٤	٠,١٦٢	٠,١٠٧
٢٧	٠,٣٦٨	٠,٢٦٥	٠,١٩٣	٠,١٦١	٠,١٠٧
٢٨	٠,٣٦٨	٠,٢٦٥	٠,١٩٣	٠,١٦١	٠,١٠٦
٢٩	٠,٣٦٨	٠,٢٦٤	٠,١٩٣	٠,١٦١	٠,١٠٦
٣٠	٠,٣٦٨	٠,٢٦٤	٠,١٩٣	٠,١٦٠	٠,١٠٥
٤٠	٠,٣٦٨	٠,٢٦٣	٠,١٩١	٠,١٥٨	٠,١٠٢
٦٠	٠,٣٦٩	٠,٢٦٢	٠,١٨٩	٠,١٥٥	٠,٠٩٩
١٢٠	٠,٣٦٩	٠,٢٦١	٠,١٨٧	٠,١٥٣	٠,٠٩٥
∞	٠,٣٧٠	٠,٢٦٠	٠,١٨٥	٠,١٥١	٠,٠٩٢

منحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٠,٠٠	٠,٠٠٠٠	٠,٣٩٨٩			
٠,٠١	٠,٠٠٤٠	٠,٣٩٨٩	٠,٢٦	٠,١٠٢٦	٠,٣٨٥٧
٠,٠٢	٠,٠٠٨٠	٠,٣٩٨٩	٠,٢٧	٠,١٠٦٤	٠,٣٨٤٧
٠,٠٣	٠,٠١٢٠	٠,٣٩٨٨	٠,٢٨	٠,١١٠٣	٠,٣٨٣٦
٠,٠٤	٠,٠١٦٠	٠,٣٩٨٦	٠,٢٩	٠,١١٤١	٠,٣٨٢٥
٠,٠٥	٠,٠١٩٩	٠,٣٩٨٤	٠,٣٠	٠,١١٧٩	٠,٣٨١٤
٠,٠٦	٠,٠٢٣٩	٠,٣٩٨٢	٠,٣١	٠,١٢١٧	٠,٣٨٠٢
٠,٠٧	٠,٠٢٧٩	٠,٣٩٨٠	٠,٣٢	٠,١٢٥٥	٠,٣٧٩٠
٠,٠٨	٠,٠٣١٩	٠,٣٩٧٧	٠,٣٣	٠,١٢٩٣	٠,٣٧٧٨
٠,٠٩	٠,٠٣٥٩	٠,٣٩٧٣	٠,٣٤	٠,١٣٣١	٠,٣٧٦٥
٠,١٠	٠,٠٣٩٨	٠,٣٩٧٠	٠,٣٥	٠,١٣٦٨	٠,٣٧٥٢
٠,١١	٠,٠٤٣٨	٠,٣٩٦٥	٠,٣٦	٠,١٤٠٦	٠,٣٧٣٩
٠,١٢	٠,٠٤٧٨	٠,٣٩٦١	٠,٣٧	٠,١٤٤٣	٠,٣٧٢٥
٠,١٣	٠,٠٥١٧	٠,٣٩٥٦	٠,٣٨	٠,١٤٨٠	٠,٣٧١٢
٠,١٤	٠,٠٥٥٧	٠,٣٩٥١	٠,٣٩	٠,١٥١٧	٠,٣٦٩٧
٠,١٥	٠,٠٥٩٦	٠,٣٩٤٥	٠,٤٠	٠,١٥٥٤	٠,٣٦٨٣
٠,١٦	٠,٠٣٦	٠,٣٩٣٩	٠,٤١	٠,١٥٩١	٠,٣٦٦٨
٠,١٧	٠,٠٦٧٥	٠,٣٩٣٢	٠,٤٢	٠,١٦٢٨	٠,٣٦٥٣
٠,١٨	٠,٠٧١٤	٠,٣٩٢٥	٠,٤٣	٠,١٦٦٤	٠,٣٦٣٧
٠,١٩	٠,٠٧٥٤	٠,٣٩١٨	٠,٤٤	٠,١٧٠٠	٠,٣٦٢١
٠,٢٠	٠,٠٧٩٣	٠,٣٩١٠	٠,٤٥	٠,١٧٣٦	٠,٣٦٠٥
٠,٢١	٠,٠٨٣٢	٠,٣٩٠٢	٠,٤٦	٠,١٧٧٢	٠,٣٥٨٩
٠,٢٢	٠,٠٨٧١	٠,٣٨٩٤	٠,٤٧	٠,١٨٠٨	٠,٣٥٧٢
٠,٢٣	٠,٠٩١٠	٠,٣٨٨٥	٠,٤٨	٠,١٨٤٤	٠,٣٥٥٥
٠,٢٤	٠,٠٩٤٨	٠,٣٨٧٦	٠,٤٩	٠,١٨٧٩	٠,٣٥٣٨
٠,٢٥	٠,٠٩٨٧	٠,٣٨٦٧	٠,٥٠	٠,١٩١٥	٠,٣٥٢١

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٠,٥١	٠,١٩٥٠	٠,٣٥٠٣	٠,٧٦	٠,٢٧٦٤	٠,٢٩٨٩
٠,٥٢	٠,١٩٨٥	٠,٣٤٨٥	٠,٧٧	٠,٢٧٩٤	٠,٢٩٦٦
٠,٥٣	٠,١٩٨٥	٠,٣٤٨٥	٠,٧٨	٠,٢٨٢٣	٠,٢٩٤٣
٠,٥٤	٠,٢٠٥٤	٠,٣٤٤٨	٠,٧٩	٠,٢٨٥٢	٠,٢٩٢٠
٠,٥٥	٠,٢٠٨٨	٠,٣٤٢٩	٠,٨٠	٠,٢٨٨١	٠,٢٨٩٧
٠,٥٦	٠,٢١٢٣	٠,٣٤١٠	٠,٨١	٠,٢٩١٠	٠,٢٨٧٤
٠,٥٧	٠,٢١٥٧	٠,٣٣٩١	٠,٨٢	٠,٢٩٣٩	٠,٢٨٥٠
٠,٥٨	٠,٢١٩٠	٠,٣٣٧٢	٠,٨٣	٠,٢٩٦٧	٠,٢٨٢٧
٠,٥٩	٠,٢٢٢٤	٠,٣٣٥٢	٠,٨٤	٠,٢٩٩٥	٠,٢٨٠٣
٠,٦٠	٠,٢٢٥٧	٠,٣٣٣٢	٠,٨٥	٠,٣٠٢٣	٠,٢٧٨٠
٠,٦١	٠,٢٢٩١	٠,٣٣١٢	٠,٨٦	٠,٣٠٥١	٠,٢٧٥٦
٠,٦٢	٠,٢٣٢٤	٠,٣٢٩٢	٠,٨٧	٠,٣٠٧٨	٠,٢٧٣٢
٠,٦٣	٠,٢٣٥٧	٠,٣٢٧١	٠,٨٨	٠,٣١٠٦	٠,٢٧٠٩
٠,٦٤	٠,٢٣٨٩	٠,٣٢٥١	٠,٨٩	٠,٣١٣٣	٠,٢٦٨٥
٠,٦٥	٠,٢٤٢٢	٠,٣٢٣٠	٠,٩٠	٠,٣١٥٩	٠,٢٦٦١
٠,٦٦	٠,٢٤٥٤	٠,٣٢٠٩	٠,٩١	٠,٣١٨٦	٠,٢٦٣٧
٠,٦٧	٠,٢٤٨٦	٠,٣١٨٧	٠,٩٢	٠,٣٢١٢	٠,٢٦١٣
٠,٦٨	٠,٢٥١٧	٠,٣١٦٦	٠,٩٣	٠,٣٢٣٨	٠,٢٥٨٩
٠,٦٩	٠,٢٥٤٩	٠,٣١٤٤	٠,٩٤	٠,٣٢٦٤	٠,٢٥٦٥
٠,٧٠	٠,٢٥٨٠	٠,٣١٢٣	٠,٩٥	٠,٣٢٨٩	٠,٢٥٤١
٠,٧١	٠,٢٦١١	٠,٣١٠١	٠,٩٦	٠,٣٣١٥	٠,٢٥١٦
٠,٧٢	٠,٢٦٤٢	٠,٣٠٧٩	٠,٩٧	٠,٣٣٤٠	٠,٢٤٩٢
٠,٧٣	٠,٢٦٧٣	٠,٣٠٥٦	٠,٩٨	٠,٣٣٦٥	٠,٢٤٦٨
٠,٧٤	٠,٢٧٠٣	٠,٣٠٣٤	٠,٩٩	٠,٣٣٨٩	٠,٢٤٤٤
٠,٧٥	٠,٢٧٣٤	٠,٣٠١١	١,٠٠	٠,٣٤١٣	٠,٢٤٢٠

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعى المعيارى
والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع
١,٠١	٠,٣٤٣٨	٠,٢٣٩٦
١,٠٢	٠,٣٤٦١	٠,٢٣٧١
١,٠٣	٠,٣٤٨٥	٠,٢٣٤٧
١,٠٤	٠,٣٥٠٨	٠,٢٣٢٣
١,٠٥	٠,٣٥٣١	٠,٢٢٩٩
١,٠٦	٠,٣٥٥٤	٠,٢٢٧٥
١,٠٧	٠,٣٥٧٧	٠,٢٢٥١
١,٠٨	٠,٣٥٩٩	٠,٢٢٢٧
١,٠٩	٠,٣٦٢١	٠,٢٢٠٣
١,١٠	٠,٣٦٤٣	٠,٢١٧٩
١,١١	٠,٣٦٦٥	٠,٢١٥٥
١,١٢	٠,٣٦٨٦	٠,٢١٣١
١,١٣	٠,٣٧٠٨	٠,٢١٠٧
١,١٤	٠,٣٧٢٩	٠,٢٠٨٣
١,١٥	٠,٣٧٤٩	٠,٢٠٥٩
١,١٦	٠,٣٧٧٠	٠,٢٠٣٦
١,١٧	٠,٣٧٩٠	٠,٢٠١٢
١,١٨	٠,٣٨١٠	٠,١٩٨٩
١,١٩	٠,٣٨٣٠	٠,١٩٦٥
١,٢٠	٠,٣٨٦٩	٠,١٩٤٢
١,٢١	٠,٣٨٦٩	٠,١٩١٩
١,٢٢	٠,٣٨٨٨	٠,١٨٩٥
١,٢٣	٠,٣٩٠٧	٠,١٨٧٢
١,٢٤	٠,٣٩٢٥	٠,١٨٤٩
١,٢٥	٠,٣٩٤٤	٠,١٨٢٦
١,٢٦	٠,٣٩٦٢	٠,١٨٠٤
١,٢٧	٠,٣٩٨٠	٠,١٧٨١
١,٢٨	٠,٣٩٩٧	٠,١٧٥٨
١,٢٩	٠,٤٠١٥	٠,١٧١٤
١,٣٠	٤,٠٣٢	٠,١٧١٤
١,٣١	٠,٤٠٤٩	٠,١٦٩١
١,٣٢	٠,٤٠٦٦	٠,١٦٦٩
١,٣٣	٠,٤٠٨٢	٠,١٦٤٧
١,٣٤	٠,٤٠٩٩	٠,١٦٢٦
١,٣٥	٠,٤١١٥	٠,١٦٠٤
١,٣٦	٠,٤١٣١	٠,١٥٨٢
١,٣٧	٠,٤١٤٧	٠,١٥٦١
١,٣٨	٠,٤١٦٢	٠,١٥٣٩
١,٣٩	٠,٤١٧٧	٠,١٥١٨
١,٤٠	٠,٤١٩٢	٠,١٤٩٧
١,٤١	٠,٤٢٠٧	٠,١٤٧٦
١,٤٢	٠,٤٢٢٢	٠,١٤٥٦
١,٤٣	٠,٤٢٣٦	٠,١٤٣٥
١,٤٤	٠,٤٢٥١	٠,١٤١٥
١,٤٥	٠,٤٢٦٥	٠,١٣٩٤
١,٤٦	٠,٤٢٧٩	٠,١٣٧٤
١,٤٧	٠,٤٢٩٢	٠,١٣٥٤
١,٤٨	٠,٤٣٠٦	٠,١٣٣٤
١,٤٩	٠,٤٣١٩	٠,١٣١٥
١,٥٠	٠,٤٣٣٢	٠,١٢٩٢

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى
والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
١,٥١	٠,٤٣٤٥	٠,١٢٧٦	١,٧٦	٠,٤٦٠٨	٠,٠٨٤٨
١,٥٢	٠,٤٣٥٧	٠,١٢٥٧	١,٧٧	٠,٤٦١٦	٠,٠٨٣٣
١,٥٣	٠,٤٣٧٠	٠,١٢٣٨	١,٧٨	٠,٤٦٢٥	٠,٠٨١٨
١,٥٤	٠,٤٣٨٢	٠,١٢١٩	١,٧٩	٠,٤٦٣٣	٠,٠٨٠٤
١,٥٥	٠,٤٣٩٤	٠,١٢٠٠	١,٨٠	٠,٤٦٤١	٠,٠٧٩٠
١,٥٦	٠,٤٤٠٦	٠,١١٨٢	١,٨١	٠,٤٦٤٩	٠,٠٧٧٥
١,٥٧	٠,٤٤١٨	٠,١١٦٣	١,٨٢	٠,٤٦٥٦	٠,٠٧٦١
١,٥٨	٠,٤٤٢٩	٠,١١٤٥	١,٨٣	٠,٤٦٦٤	٠,٠٧٤٨
١,٥٩	٠,٤٤٤١	٠,١١٢٧	١,٨٤	٠,٤٦٧١	٠,٠٧٣٤
١,٦٠	٠,٤٤٥٢	٠,١١٠٩	١,٨٥	٠,٤٦٧٨	٠,٠٧٢١
١,٦١	٠,٤٤٦٣	٠,١٠٩٢	١,٨٦	٠,٤٦٨٦	٠,٠٧٠٧
١,٦٢	٠,٤٤٧٤	٠,١٠٧٤	١,٨٧	٠,٤٦٩٣	٠,٠٦٩٤
١,٦٣	٠,٤٤٨٤	٠,١٠٥٧	١,٨٨	٠,٤٦٩٩	٠,٠٦٨١
١,٦٤	٠,٤٤٩٥	٠,١٠٤٠	١,٨٩	٠,٤٧٠٦	٠,٠٦٦٩
١,٦٥	٠,٤٥٠٥	٠,١٠٢٣	١,٩٠	٠,٤٧١٣	٠,٠٦٥٦
١,٦٦	٠,٤٥١٥	٠,١٠٠٦	١,٩١	٠,٤٧١٩	٠,٠٦٤٤
١,٦٧	٠,٤٥٢٥	٠,٠٩٨٩	١,٩٢	٠,٤٧٢٦	٠,٠٦٣٢
١,٦٨	٠,٤٥٣٥	٠,٠٩٧٣	١,٩٣	٠,٤٧٣٢	٠,٠٦٢٠
١,٦٩	٠,٤٥٤٥	٠,٠٩٥٧	١,٩٤	٠,٤٧٣٨	٠,٠٦٠٨
١,٧٠	٠,٤٥٥٤	٠,٠٩٤٠	١,٩٥	٠,٤٧٤٤	٠,٠٥٩٦
١,٧١	٠,٤٥٦٤	٠,٠٩٢٥	١,٩٦	٠,٤٧٥٠	٠,٥٨٤
١,٧٢	٠,٤٥٧٣	٠,٠٩٠٩	١,٩٧	٠,٤٧٥٦	٠,٠٥٧٣
١,٧٣	٠,٤٥٨٢	٠,٠٨٩٣	١,٩٨	٠,٤٧٦١	٠,٠٥٦٢
١,٧٤	٠,٤٥٩١	٠,٠٨٧٨	١,٩٩	٠,٤٧٦٧	٠,٠٥٥١
١,٧٥	٠,٤٥٩٩	٠,٠٨٦٣	٢,٠٠	٠,٤٧٧٢	٠,٠٥٤٠

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعيارى
والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٢,٠١	٠,٤٧٧٨	٠,٠٥٢٩	٢,٢٦	٠,٤٨٨١	٠,٠٣١٠
٢,٠٢	٠,٤٧٨٣	٠,٠٥١٩	٢,٢٧	٠,٤٨٨٤	٠,٠٣٠٣
٢,٠٣	٠,٤٧٨٨	٠,٠٥٠٨	٢,٢٨	٠,٤٨٨٧	٠,٠٢٩٧
٢,٠٤	٠,٤٧٩٣	٠,٠٤٩٨	٢,٢٩	٠,٤٨٩٠	٠,٠٢٩٠
٢,٠٥	٠,٤٧٩٨	٠,٠٤٨٨	٢,٣٠	٠,٤٨٩٣	٠,٠٢٨٣
٢,٠٦	٠,٤٨٠٣	٠,٠٤٧٨	٢,٣١	٠,٤٨٩٦	٠,٠٢٧٧
٢,٠٧	٠,٤٨٠٨	٠,٠٤٦٨	٢,٣٢	٠,٤٨٩٨	٠,٠٢٧٠
٢,٠٨	٠,٤٨١٢	٠,٠٤٥٩	٢,٣٣	٠,٤٩٠١	٠,٠٢٦٤
٢,٠٩	٠,٤٨١٧	٠,٠٤٤٩	٢,٣٤	٠,٤٩٠٤	٠,٠٢٥٨
٢,١٠	٠,٤٨٢١	٠,٠٤٤٠	٢,٣٥	٠,٤٩٠٦	٠,٠٢٥٢
٢,١١	٠,٤٨٢٦	٠,٠٤٣١	٢,٣٦	٠,٤٩٠٩	٠,٠٢٤٦
٢,١٢	٠,٤٨٣٠	٠,٠٤٢٢	٢,٣٧	٠,٤٩١١	٠,٠٢٤١
٢,١٣	٠,٤٨٣٤	٠,٠٤١٣	٢,٣٨	٠,٤٩١٣	٠,٠٢٣٥
٢,١٤	٠,٤٨٣٨	٠,٠٤٠٤	٢,٣٩	٠,٤٩١٦	٠,٠٢٢٩
٢,١٥	٠,٤٨٤٢	٠,٠٣٩٥	٢,٤٠	٠,٤٩١٨	٠,٠٢٢٤
٢,١٦	٠,٤٨٨٦	٠,٠٣٨٧	٢,٤١	٠,٤٩٢٠	٠,٠٢١٩
٢,١٧	٠,٤٨٥٠	٠,٠٣٧٩	٢,٤٢	٠,٤٩٢٢	٠,٠٢١٣
٢,١٨	٠,٤٨٥٤	٠,٠٣٧١	٢,٤٣	٠,٤٩٢٥	٠,٠٢٠٨
٢,١٩	٠,٤٨٥٧	٠,٠٣٦٣	٢,٤٤	٠,٤٩٢٧	٠,٠٢٠٣
٢,٢٠	٠,٤٨٦١	٠,٠٣٥٥	٢,٤٥	٠,٤٩٢٩	٠,٠١٩٨
٢,٢١	٠,٤٨٦٤	٠,٠٣٤٧	٢,٤٦	٠,٤٩٣١	٠,٠١٩٤
٢,٢٢	٠,٤٨٦٨	٠,٠٣٣٩	٢,٤٧	٠,٤٩٣٢	٠,٠١٨٩
٢,٢٣	٠,٤٨٧١	٠,٠٣٣٢	٢,٤٨	٠,٤٩٣٤	٠,٠١٨٥
٢,٢٤	٠,٤٨٧٥	٠,٠٣٢٥	٢,٤٩	٠,٤٩٣٦	٠,٠١٨٢
٢,٢٥	٠,٤٨٧٨	٠,٠٣١٧	٢,٥٠	٠,٤٩٣٨	٠,٠١٧٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعى المعيارى
والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

د	المساحة	الارتفاع	د	المساحة	الارتفاع
٢,٥١	٠,٤٩٤٠	٠,٠١٧١	٢,٧٦	٠,٤٩٧١	٠,٠٠٨٨
٢,٥٢	٠,٤٩٤١	٠,٠١٦٧	٢,٧٧	٠,٤٩٧٢	٠,٠٠٨٦
٢,٥٣	٠,٤٩٤٣	٠,٠١٦٣	٢,٧٨	٠,٤٩٧٣	٠,٠٠٨٤
٢,٥٤	٠,٤٩٤٥	٠,٠١٥٨	٢,٧٩	٠,٤٩٧٤	٠,٠٠٨١
٢,٥٥	٠,٤٩٤٦	٠,٠١٥٤	٢,٨٠	٠,٤٩٧٤	٠,٠٠٧٩
٢,٥٦	٠,٤٩٤٧	٠,٠١٥١	٢,٨١	٠,٤٩٧٥	٠,٠٠٧٧
٢,٥٧	٠,٤٩٤٩	٠,٠١٤٧	٢,٨٢	٠,٤٩٧٦	٠,٠٠٧٥
٢,٥٨	٠,٤٩٥١	٠,٠١٤٣	٢,٨٣	٠,٤٩٧٧	٠,٠٠٧٣
٢,٥٩	٠,٤٩٥٢	٠,٠١٣٩	٢,٨٤	٠,٤٩٧٧	٠,٠٠٧١
٢,٦٠	٠,٤٩٥٣	٠,٠١٣٦	٢,٨٥	٠,٤٩٧٨	٠,٠٠٦٩
٢,٦١	٠,٤٩٥٥	٠,٠١٣٢	٢,٨٦	٠,٤٩٧٨	٠,٠٠٦٧
٢,٦٢	٠,٤٩٥٦	٠,٠١٢٩	٢,٨٧	٠,٤٩٧٩	٠,٠٠٦٥
٢,٦٣	٠,٤٩٥٧	٠,٠١٢٦	٢,٨٨	٠,٤٩٨٠	٠,٠٠٦٣
٢,٦٤	٠,٤٩٥٩	٠,١٢٣	٢,٨٩	٠,٤٩٨١	٠,٠٠٦١
٢,٦٥	٠,٤٩٦٠	٠,٠١١٩	٢,٩٠	٠,٤٩٨١	٠,٠٠٦٠
٢,٦٦	٠,٤٩٦١	٠,٠١١٦	٢,٩١	٠,٤٩٨٢	٠,٠٠٥٨
٢,٦٧	٠,٤٩٦٢	٠,٠١١٣	٢,٩٢	٠,٤٩٨٢	٠,٠٠٥٦
٢,٦٨	٠,٤٩٦٣	٠,٠١١٠	٢,٩٣	٠,٤٩٨٣	٠,٠٠٥٥
٢,٦٩	٠,٤٩٦٤	٠,٠١٠٧	٢,٩٤	٠,٤٩٨٤	٠,٠٠٥٣
٢,٧٠	٠,٤٩٦٥	٠,٠١٠٤	٢,٩٥	٠,٤٩٨٤	٠,٠٠٥١
٢,٧١	٠,٤٩٦٦	٠,٠١٠١	٢,٩٦	٠,٤٩٨٥	٠,٠٠٥٠
٢,٧٢	٠,٤٩٦٧	٠,٠٠٩٩	٢,٩٧	٠,٤٩٨٥	٠,٠٠٤٨
٢,٧٣	٠,٤٩٦٨	٠,٠٠٩٦	٢,٩٨	٠,٤٩٨٦	٠,٠٠٤٧
٢,٧٤	٠,٤٩٦٩	٠,٠٠٩٣	٢,٩٩	٠,٤٩٨٦	٠,٠٠٤٦
٢,٧٥	٠,٤٩٧٠	٠,٠٠٩١	٣,٠٠	٠,٤٩٨٧	٠,٠٠٤٤

ملحق [٤]

جدول القيم الحرجة لاختبار دن (بنفوروني) ت

عدد المقارنات	مستوى الدلالة	درجـــات الحريـــة للخطـــأ											
		٥	٧	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠	∞
٢	٠,٠٥	٢,١٧	٢,٨٤	٢,٦٤	٢,٥٦	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٩	٢,٣٦	٢,٣٣	٢,٣٠	٢,٢٧	٢,٢٤
	٠,٠١	٤,٧٨	٤,٠٣	٣,٥٨	٣,٤٣	٣,٢٩	٣,١٦	٣,٠٩	٣,٠٣	٢,٩٧	٢,٩١	٢,٨٦	٢,٨١
٣	٠,٠٥	٣,٥٤	٣,١٣	٢,٨٧	٢,٨٧	٢,٦٩	٢,٦١	٢,٥٨	٢,٥٤	٢,٥٠	٢,٤٧	٢,٤٣	٢,٣٩
	٠,٠١	٥,٢٥	٤,٢٦	٣,٨٣	٣,٦٥	٣,٤٨	٣,٣٣	٣,٢٦	٣,١٩	٣,١٢	٣,٠٦	٢,٩٩	٢,٩٤
٤	٠,٠٥	٣,٨١	٣,٣٤	٣,٠٤	٢,٩٤	٢,٨٤	٢,٧٥	٢,٧٠	٢,٦٦	٢,٦٢	٢,٥٨	٢,٥٤	٢,٥٠
	٠,٠١	٥,٦٠	٤,٥٩	٤,٠١	٣,٨٠	٣,٦٢	٣,٤٦	٣,٣٧	٣,٣٠	٣,٢٣	٣,١٦	٣,٠٩	٣,٠٢
٥	٠,٠٥	٤,٠٤	٣,٥٠	٣,١٧	٣,٠٦	٢,٩٥	٢,٨٥	٢,٨٠	٢,٧٥	٢,٧١	٢,٦٦	٢,٦٢	٢,٥٨
	٠,٠١	٥,٨٩	٤,٧٨	٤,١٥	٣,٩٣	٣,٧٤	٣,٥٥	٣,٤٧	٣,٣٩	٣,٣١	٣,٢٤	٣,١٦	٣,٠٩
٦	٠,٠٥	٤,٢٢	٣,٦٤	٣,٢٨	٣,١٥	٣,٠٤	٢,٩٣	٢,٨٨	٢,٨٣	٢,٧٨	٢,٧٣	٢,٦٨	٢,٦٤
	٠,٠١	٦,١٥	٤,٩٥	٤,٢٧	٤,٠٤	٣,٨٢	٣,٦٣	٣,٥٤	٣,٤٦	٣,٣٧	٣,٣٠	٣,٢٢	٣,١٥
٧	٠,٠٥	٤,٣٨	٥,٧٦	٣,٣٧	٣,٢٤	٣,١١	٣,٠٠	٢,٩٤	٢,٨٩	٢,٨٤	٢,٧٩	٢,٧٤	٢,٦٩
	٠,٠١	٦,٣٦	٣,٠٩	٤,٣٧	٤,١٢	٣,٩٠	٣,٧٠	٣,٦١	٣,٥٢	٣,٤٣	٣,٣٤	٣,٢٧	٣,١٩
٨	٠,٠٥	٤,٥٢	٥,٨٦	٣,٤٥	٣,٣١	٣,١٨	٣,٠٦	٣,٠٠	٢,٩٤	٢,٨٩	٢,٨٤	٢,٧٩	٢,٧٤
	٠,٠١	٦,٥٦	٣,٢١	٤,٤٥	٤,٢٠	٣,٩٧	٣,٧٦	٣,٦٦	٣,٥٧	٣,٤٨	٣,٣٩	٣,٣١	٣,٢٣
٩	٠,٠٥	٤,٦٦	٥,٩٥	٣,٥٢	٣,٣٧	٣,٢٤	٣,٠٠	٣,٠٥	٢,٩٩	٢,٩٣	٢,٨٨	٢,٨٣	٢,٧٧
	٠,٠١	٦,٧٠	٤,٢١	٤,٥٣	٤,٢٦	٤,٠٢	٣,٨٠	٣,٧٠	٣,٦١	٣,٥١	٣,٤٢	٣,٣٤	٣,٢٦
١٠	٠,٠٥	٤,٧٨	٥,٠٣	٣,٥٨	٣,٤٣	٣,٢٩	٣,١٦	٣,٠٩	٣,٠٣	٢,٩٧	٢,٩٢	٢,٨٦	٢,٨١
	٠,٠١	٦,٨٦	٤,٤٠	٤,٥٩	٤,٣٢	٤,٠٧	٣,٨٥	٣,٧٤	٣,٦٥	٣,٥٥	٣,٤٦	٣,٣٧	٣,٢٩
١٥	٠,٠٥	٥,٢٥	٥,٢٦	٣,٨٣	٣,٦٥	٣,٤٨	٣,٣٣	٣,٢٦	٣,١٩	٣,١٢	٣,٠٦	٢,٩٩	٢,٩٤
	٠,٠١	٧,٥١	٤,٧٩	٤,٨٦	٤,٥٦	٤,٢٩	٤,٠٢	٣,٩١	٣,٨٠	٣,٧٠	٣,٥٩	٣,٥٠	٣,٤٠
٢٠	٠,٠٥	٥,٦٠	٦,٥٩	٤,٠١	٣,٨٠	٣,٦٢	٣,٤٦	٣,٣٧	٣,٣٠	٣,٢٣	٣,١٦	٣,٠٩	٣,٠٢
	٠,٠١	٨,٠٠	٤,٠٨	٥,٠٦	٤,٧٣	٤,٤٢	٤,١٥	٤,٠٤	٣,٩٠	٣,٧٩	٣,٦٩	٣,٥٨	٣,٤٨
٢٥	٠,٠٥	٥,٨٩	٦,٦٨	٤,١٥	٣,٩٣	٣,٧٤	٣,٥٥	٣,٤٧	٣,٣٩	٣,٣١	٣,٢٤	٣,١٦	٣,٠٩
	٠,٠١	٨,٢٧	٤,٢٠	٥,٢٠	٤,٨٦	٤,٥٣	٤,٢٥	٤,١٠	٣,٩٨	٣,٨٨	٣,٧٦	٣,٦٤	٣,٥٤
٣٠	٠,٠٥	٦,١٥	٥,٩٥	٤,٢٧	٤,٠٤	٣,٨٢	٣,٦٣	٣,٥٤	٣,٤٦	٣,٣٨	٣,٣٠	٣,٢٢	٣,١٥
	٠,٠١	٨,٦٨	٦,٤٩	٥,٣٢	٤,٩٥	٤,٦١	٤,٣٣	٤,٢٠	٤,١٣	٣,٩٢	٣,٨١	٣,٦٩	٣,٥٩
٣٥	٠,٠٥	٦,٣٦	٥,٠٩	٤,٣٧	٤,١٢	٣,٩٠	٣,٧٠	٣,٦١	٣,٥٢	٣,٤٣	٣,٣٤	٣,٢٧	٣,١٩
	٠,٠١	٨,٩٥	٦,٦٧	٥,٤٤	٥,٠٤	٤,٧١	٤,٣٩	٤,٣٠	٤,٢٦	٣,٩٧	٣,٨٤	٣,٧٣	٣,٦٣
٤٠	٠,٠٥	٦,٥٦	٥,٢١	٤,٤٥	٤,٢٠	٣,٩٧	٣,٧٦	٣,٦٦	٣,٥٧	٣,٤٨	٣,٣٩	٣,٣١	٣,٢٣
	٠,٠١	٩,١٩	٦,٨٣	٥,٥٢	٥,١٢	٤,٧٨	٤,٤٦	٤,٣٠	٤,١٠	٤,٠١	٣,٨٩	٣,٧٧	٣,٦٦
٤٥	٠,٠٥	٦,٧٠	٥,٢١	٤,٥٣	٤,٢٦	٤,٠٢	٣,٨٠	٣,٧٠	٣,٦١	٣,٥١	٣,٤٢	٣,٣٤	٣,٢٦
	٠,٠١	٩,٤١	٦,٩٣	٥,٦٠	٥,٢٠	٤,٨٤	٤,٥٢	٤,٣٠	٤,٢٠	٤,١٠	٣,٩٣	٣,٨٠	٣,٦٩
٥٠	٠,٠٥	٦,٨٦	٥,٤٠	٤,٥٩	٤,٣٢	٤,٠٧	٣,٨٥	٣,٧٤	٣,٦٥	٣,٥٥	٣,٤٦	٣,٣٧	٣,٢٩
	٠,٠١	٩,٦٨	٧,٠٦	٥,٧٠	٥,٢٧	٤,٩٠	٤,٥٦	٤,٤٠	٤,٢٠	٤,١٠	٣,٩٧	٣,٨٣	٣,٧٢
١٠٠	٠,٠٥	٨,٠٠	٦,٠٨	٥,٠٦	٤,٧٣	٤,٤٢	٤,١٥	٤,٠٤	٣,٩٠	٣,٧٩	٣,٦٩	٣,٥٨	٣,٤٨
	٠,٠١	١١,٠٤	٧,٨٠	٦,٢٠	٥,٧٠	٥,٢٠	٤,٨٠	٤,٧٠	٤,٤٠	٤,٥٠	٤,٠٢	٤,٠٠	٣,٤٩
٢٥٠	٠,٠٥	٩,٦٨	٧,٠٦	٥,٧٠	٥,٢٧	٤,٩٠	٤,٥٦	٤,٤٠	٤,٢٠	٤,١٠	٣,٩٧	٣,٨٣	٣,٧٢
	٠,٠١	١٣,٢٦	٨,٨٣	٦,٩٠	٦,٣٠	٩,٨٠	٥,٢٠	٥,٠٠	٤,٩٠	٤,٨٠	٤,٧٠	٤,٥٠	٤,١٠

ملحق [٥]

جدول اختبار هارتلى (قيم ف العظمى) لتجانس التباين

درجات الحرية لأى مجموعة ن - ١	α	ك = عدد التباينات (عدد العينات المستقلة)										
		٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
٢	٠,٠٥	٣٩,٠	٨٧,٥	١٤٢	٢٠٢	٢٦٦	٣٣٣	٤٠٣	٤٧٥	٥٥٠	٦٢٦	٧٠٤
	٠,٠١	١٩٩	٤٤٨	٧٢٩	١٠٣٦	١٣٦٢	١٧٠٥	٢٠٦٣	٢٤٣٢	٢٨١٣	٣٢٠٤	٣٦٠٥
٣	٠,٠٥	١٥,٠٤	٢٧,٨	٣٩,٢	٥٠,٧	٦٢,٠	٧٢,٩	٨٣,٥	٩٣,٩	١٠٤	١١٤	١٢٤
	٠,٠١	٤٧,٥	٨٥	١٢٠	١٥١	١٨٤	٢١٦	٢٤٩	٢٨١	٣١٠	٣٣٧	٣٦١
٤	٠,٠٥	٩,٦٠	١٥,٥	٢٠,٦	٢٥,٢	٢٩,٥	٣٣,٦	٣٧,٥	٤١,٤	٤٤,٦	٤٨,٠	٥١,٤
	٠,٠١	٢٣,٢	٣٧,٠	٤٩,٠	٥٩,٠	٦٩,٠	٧٩,٠	٨٩,٠	٩٧,٠	١٠٦,٠	١١٣,٠	١٢٠,٠
٥	٠,٠٥	٧,١٥	١٠,٨	١٣,٧	١٦,٣	١٨,٧	٢٠,٨	٢٢,٩	٢٤,٧	٢٦,٥	٢٨,٢	٢٩,٩
	٠,٠١	١٤,٩	٢٢,٠	٢٨,٠	٣٣,٠	٣٨,٠	٤٢,٠	٤٦,٠	٥٠,٠	٥٤,٠	٥٧,٠	٦٠,٠
٦	٠,٠٥	٥,٨٢	٨,٣٨	١٠,٤	١٢,١	١٣,٧	١٥,٠	١٦,٣	١٧,٥	١٨,٦	١٩,٧	٢٠,٧
	٠,٠١	١١,١	١٥,٥	١٩,١	٢٢,٠	٢٥,٠	٢٧,٠	٢٠,٠	٣٢,٠	٣٤,٠	٣٦,٠	٣٧,٠
٧	٠,٠٥	٤,٩٩	٦,٩٤	٨,٤٤	٩,٧٠	١٠,٨	١١,٨	١٢,٧	١٣,٥	١٤,٣	١٥,١	١٥,٨
	٠,٠١	٨,٨٩	١٢,١	١٤,٥	١٦,٥	١٨,٤	٢٠,٠	٢٢,٠	٢٣,٠	٢٤,٠	٢٦,٠	٢٧,٠
٨	٠,٠٥	٤,٤٣	٦,٠٠	٧,١٨	٨,١٢	٩,٠٣	٩,٧٨	١٠,٥	١١,١	١١,٧	١٢,٢	١٢,٧
	٠,٠١	٧,٥٠	٩,٩	١١,٧	١٣,٢	١٤,٥	١٥,٨	١٦,٩	١٧,٩	١٨,٩	١٩,٨	٢١,٠
٩	٠,٠٥	٤,٠٣	٥,٣٤	٦,٣١	٧,١١	٧,٨٠	٨,٤١	٨,٩٥	٩,٤٥	٩,٩١	١٠,٣	١٠,٧
	٠,٠١	٦,٥٤	٨,٥	٩,٩	١١,١	١٢,١	١٢,١	١٣,٩	١٤,٧	١٥,٣	١٦,٠	١٦,٦
١٠	٠,٠٥	٣,٧٢	٤,٨٥	٥,٦٧	٦,٣٤	٦,٩٢	٧,٤٢	٧,٨٧	٨,٢٨	٨,٦٦	٩,٠١	٩,٣٤
	٠,٠١	٥,٨٥	٧,٤	٨,٦	٩,٦	١٠,٤	١١,١	١١,٨	١٢,٤	١٢,٩	١٣,٤	١٣,٩
١٢	٠,٠٥	٣,٢٨	٤,١٦	٤,٧٩	٥,٣٠	٥,٧٢	٦,٠٩	٦,٤٢	٦,٧٢	٧,٠٠	٧,٢٥	٧,٤٨
	٠,٠١	٤,٩١	٦,١	٦,٩	٧,٦	٨,٢	٨,٧	٩,١	٩,٥	٩,٩	١٠,٢	١٠,٦
١٥	٠,٠٥	٢,٨٦	٣,٥٤	٤,٠١	٤,٣٧	٤,٦٨	٤,٩٥	٥,١٩	٥,٤٠	٥,٥٩	٥,٧٧	٥,٩٣
	٠,٠١	٤,٠٨	٤,٩	٥,٥	٦,٠	٦,٤	٦,٧٣	٧,١	٧,٣	٧,٥	٧,٨	٨,٠
٢٠	٠,٠٥	٢,٤٦	٢,٩٥	٣,٢٩	٣,٥٤	٣,٧٦	,٩٤	٤,١٠	٤,٢٤	٤,٣٧	٤,٤٩	٤,٥٩
	٠,٠١	٣,٣٢	٣,٨	٤,٣	٤,٦	٤,٩	٥,١	٥,٣	٥,٥	٥,٦	٥,٨	٥,٩
٣٠	٠,٠٥	٢,٠٧	٢,٤٠	٢,٦١	٢,٧٨	٢,٩١	٣,٠٢	٣,١٢	٣,٢١	٣,٢٩	٣,٣٦	٣,٣٩
	٠,٠١	٢,٦٣	٣,٠	٣,٣	٣,٤	٣,٦	٣,٧	٣,٨	٣,٩	٤,٠	٤,١	٤,٢
٦٠	٠,٠٥	١,٦٧	١,٨٥	١,٩٦	٢,٠٤	٢,١١	٢,١٧	٢,٢٢	٢,٢٦	٢,٣٠	٢,٣٣	٢,٣٦
	٠,٠١	١,٩٦	٢,٢	٢,٣	٢,٤	٢,٤	٢,٥	٢,٥	٢,٦	٢,٦	٢,٧	٢,٧
α	٠,٠٥	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠
	٠,٠١	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠	١,٠٠

ملحق [٦]

جدول القيم الحرجة لمعامل الارتباط

	مستوى الدلالة لاختبار ذيل واحد				
درجات الحرية	٠,٠٠٠٥	٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥
	مستوى الدلالة لاختبار ذيلين				
درجات الحرية	٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠
١	٠.٩٩٩٩٤	٠,٩٩٩٩	,٩٩٩٥	٠,٩٩٧	٠,٩٨
٢	٠,٩٩٩	٠,٩٩٠	٠,٩٨٠	٠,٩٥٠	٠,٩٠٠
٣	٠,٩٩١	٠,٩٥٩	٠,٩٣٤	٠,٨٧٨	٠,٨٠٥
٤	٠,٩٧٤	٠,٩١٧	٠,٨٨٢	٠,٨١١	٠,٧٢٩
٥	٠,٩٥١	٠,٨٧٤	٠,٨٣٣	٠,٧٥٤	٠,٦٦٩
٦	٠,٩٢٥	٠,٨٣٤	٠,٧٨٩	٠,٧٠٧	٠,٦٢٢
٧	٠,٨٩٨	٠,٧٩٨	٠,٧٥٠	٠,٦٦٦	٠,٥٨٢
٨	٠,٨٧٢	٠,٧٦٥	٠,٧١٦	٠,٦٣٢	٠,٥٤٩
٩	٠,٨٤٧	٠,٧٣٥	٠,٦٨٥	٠,٦٠٢	٠,٥٢١
١٠	٠,٨٢٣	٠,٧٠٨	٠,٦٥٨	٠,٥٧٦	٠,٤٩٧
١١	٠,٨٠١	٠,٦٨٤	٠,٦٣٤	٠,٥٥٣	٠,٤٧٦
١٢	٠,٧٨٠	٠,٦٦١	٠,٦١٢٢	٠,٥٣٢	٠,٤٥٨
١٣	٠,٧٦٠	٠,٦٤١	٠,٥٩٢	٠,٥١٤	٠,٤٤١
١٤	٠,٧٤٢	٠,٦٢٣	٠,٥٧٤	٠,٤٩٧	٠,٤٢٦
١٥	٠,٧٢٥	٠,٦٠٦	٠,٥٥٨	٠,٤٨٢	٠,٤١٢
١٦	٠,٧٠٨	٠,٥٩٠	٠,٥٤١	٠,٤٦٨	٠,٤٠٠
١٧	٠,٦٩٣	٠,٥٧٥	٠,٥٢٨	٠,٤٥٦	٠,٣٨٩
١٨	٠,٦٩٧	٠,٥٦١	٠,٥١٦	٠,٤٤٤	٠,٣٧٨
١٩	٠,٦٦٥	٠,٥٤٩	٠,٥٠٣	٠,٤٣٣	٠,٣٦٩
٢٠	٠,٦٥٢	٠,٥٣٧	٠,٤٩٢	٠,٤٢٣	٠,٣٦٠
٢١	٠,٦٤٠	٠,٥٢٦	٠,٤٨٢	٠,٤١٣	٠,٣٥٢
٢٢	٠,٦٢٩	٠,٥١٥	٠,٤٧٢	٠,٤٠٤	٠,٣٤٤
٢٣	٠,٦١٧	٠,٥٠٥	٠,٤٦٢	٠,٣٩٦	٠,٣٣٧
٢٤	٠,٦٠٧	٠,٤٩٦	٠,٤٥٣	٠,٣٨٨	٠,٣٣٠
٢٥	٠,٥٩٧	٠,٤٨٧	٠,٤٤٥	٠,٣٨٢	٠,٣٢٣
٢٦	٠,٥٨٨	٠,٤٧٩	٠,٤٣٧	٠,٣٧٤	٠,٣١٧
٢٧	٠,٥٧٩	٠,٤٧١	٠,٤٣٠	٠,٣٧٦	٠,٣١١
٢٨	٠,٥٧٠	٠,٤٦٢	٠,٤٢٣	٠,٣٦١	٠,٣٠٦
٣٣	٠,٥٣١	٠,٤٢٨	٠,٣٩١	٠,٣٣٣	٠,٢٨٢
٣٨	٠,٥٠١	٠,٤٠٢	٠,٣٦٦	٠,٣١٢	٠,٢٦٤
٤٣	٠,٤٧١	٠,٢٨١	٠,٣٤٩	٠,٢٩٦	٠,٢٤٨
٤٨	٠,٤٥١	٠,٣٦١	٠,٣٢٨	٠,٢٧٦	٠,٢٣٥
٥٨	٠,٤١٤	٠,٣٣٠	٠,٣٠٠	٠,٢٥٤	٠,٢١٤
٦٨	٠,٣٨٥	٠,٣٠٥	٠,٢٧٧	٠,٢٣٥	٠,١٩٨
٧٨	٠,٣٦١	٠,٢٨٦	٠,٢٦٠	٠,٢٢٠	٠,١٨٥
٨٨	٠,٣٤٢	٠,٢٧٠	٠,٢٤٥	٠,٢٠٨	٠,١٧٤
٩٨	٠,٣٢٤	٠,٢٥٦	٠,٢٣٢	٠,١٩٦	٠,١٦٥
١٤٨	٠,٢٦٧	٠,٢١٠	٠,١٩٠	٠,١٦١	٠,١٣٥
١٩٨	٠,٢٣٢	٠,١٨٢	٠,١٦٤	٠,١٣٩	٠,١١٧
٢٤٨	٠,٢٠٧	٠,١٦١	٠,١٤٧	٠,١٢٤	٠,١٠٤
٢٩٨	٠,١٨٩	٠,١٤٨	٠,١٣٤	٠,٠١١٣	٠,٠٩٥
٣٩٨	٠,١٦٩	٠,١٢٨	٠,١١٥	٠,٠٩٨	٠,٠٨٥
٤٩٨	٠,١٤٧	٠,١١٥	٠,١٠٤	٠,٠٨٨	٠,٠٧٤
٩٩٨	٠,١٠٤	٠,٠٨١	٠,٠٧٤	٠,٠٦٢	٠,٠٥٢
٤,٩٩٨	٠,٠٤٦٥	٠,٠٣٦٤	٠,٠٣٢٩	٠,٠٢٧٨	٠,٠٢٣٣
٩,٩٩٨	٠,٠٢٩٣	٠,٠٢٥٨	٠,٠٢٣٣	٠,٠١٩٦	٠,٠١٦٤

ملحق [٧]

جدول تحويل قيم معامل ارتباط بيرسون إلى قيم معيارية (ز)

ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	٠,٢٠٠	٠,٢٠٣	٠,٤٠٠	٠,٤٢٤	٠,٦٠٠	٠,٦٩٣	٠,٨٠٠	١,٠٩٩
٠,٠٠٥	٠,٠٠٥	٠,٢٠٥	٠,٢٠٨	٠,٤٠٥	٠,٤٣٠	٠,٦٠٥	٠,٧٠١	٠,٨٠٥	١,١١٣
٠,٠١٠	٠,٠١٠	٠,٢١٠	٠,٢١٣	٠,٤١٠	٠,٤٣٦	٠,٦١٠	٠,٧٠٩	٠,٨١٠	١,١٢٧
٠,٠١٥	٠,٠١٥	٠,٢١٥	٠,٢١٨	٠,٤١٥	٠,٤٤٢	٠,٦١٥	٠,٧١٧	٠,٨١٥	١,١٤٢
٠,٠٢٠	٠,٠٢٠	٠,٢٢٠	٠,٢٢٤	٠,٤٢٠	٠,٤٤٨	٠,٦٢٠	٠,٧٢٥	٠,٨٢٠	١,١٥٧
٠,٠٢٥	٠,٠٢٥	٠,٢٢٥	٠,٢٢٩	٠,٤٢٥	٠,٤٥٤	٠,٦٢٥	٠,٧٣٣	٠,٨٢٥	١,١٧٢
٠,٠٣٠	٠,٠٣٠	٠,٢٣٠	٠,٢٣٤	٠,٤٣٠	٠,٤٦٠	٠,٦٣٠	٠,٧٤١	٠,٨٣٠	١,١٨٨
٠,٠٣٥	٠,٠٣٥	٠,٢٣٥	٠,٢٣٩	٠,٤٣٥	٠,٤٦٦	٠,٦٣٥	٠,٧٥٠	٠,٨٣٥	١,٢٠٤
٠,٠٤٠	٠,٠٤٠	٠,٢٤٠	٠,٢٤٥	٠,٤٤٠	٠,٤٧٢	٠,٦٤٠	٠,٧٥٨	٠,٨٤٠	١,٢٢١
٠,٠٤٥	٠,٠٤٥	٠,٢٤٥	٠,٢٥٠	٠,٤٤٥	٠,٤٧٨	٠,٦٤٥	٠,٧٦٧	٠,٨٤٥	١,٢٣٨
٠,٠٥٠	٠,٠٥٠	٠,٢٥٠	٠,٢٥٥	٠,٤٥٠	٠,٤٨٥	٠,٦٥٠	٠,٧٧٥	٠,٨٥٠	١,٢٥٦
٠,٠٥٥	٠,٠٥٥	٠,٢٥٥	٠,٢٦١	٠,٤٥٥	٠,٤٩١	٠,٦٥٥	٠,٧٨٤	٠,٨٥٥	١,٢٧٤
٠,٠٦٠	٠,٠٦٠	٠,٢٦٠	٠,٢٦٦	٠,٤٦٠	٠,٤٩٧	٠,٦٦٠	٠,٧٩٣	٠,٨٦٠	١,٢٩٣
٠,٠٦٥	٠,٠٦٥	٠,٢٦٥	٠,٢٧٠	٠,٤٦٥	٠,٥٠٤	٠,٦٦٥	٠,٨٠٢	٠,٨٦٥	١,٣١٣
٠,٠٧٠	٠,٠٧٠	٠,٢٧٠	٠,٢٧٧	٠,٤٧٠	٠,٥١٠	٠,٦٧٠	٠,٨١١	٠,٨٧٠	١,٣٣٣
٠,٠٧٥	٠,٠٧٥	٠,٢٧٥	٠,٢٨٢	٠,٤٧٥	٠,٥١٧	٠,٦٧٥	٠,٨٢٠	٠,٨٧٥	١,٣٥٤
٠,٠٨٠	٠,٠٨٠	٠,٢٨٠	٠,٢٨٨	٠,٤٨٠	٠,٥٢٣	٠,٦٨٠	٠,٨٢٩	٠,٨٨٠	١,٣٧٦
٠,٠٨٥	٠,٠٨٥	٠,٢٨٥	٠,٢٩٣	٠,٤٨٥	٠,٥٣٠	٠,٦٨٥	٠,٨٣٨	٠,٨٨٥	١,٣٩٨
٠,٠٩٠	٠,٠٩٠	٠,٢٩٠	٠,٢٩٩	٠,٤٩٠	٠,٥٣٦	٠,٦٩٠	٠,٨٤٨	٠,٨٩٠	١,٤٢٢
٠,٠٩٥	٠,٠٩٥	٠,٢٩٥	٠,٣٠٤	٠,٤٩٥	٠,٥٤٣	٠,٦٩٥	٠,٨٥٨	٠,٨٩٥	١,٤٤٧
٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,٣٠٠	٠,٣١٠	٠,٥٠٠	٠,٥٤٩	٠,٧٠٠	٠,٨٦٧	٠,٩٠٠	١,٤٧٢
٠,١٠٥	٠,١٠٥	٠,٣٠٥	٠,٣١٥	٠,٥٠٥	٠,٥٥٦	٠,٧٠٥	٠,٨٧٧	٠,٩٠٥	١,٤٩٩
٠,١١٠	٠,١١٠	٠,٣١٠	٠,٣٢١	٠,٥١٠	٠,٥٦٣	٠,٧١٠	٠,٨٨٧	٠,٩١٠	١,٥٢٨
٠,١١٥	٠,١٦٦	٠,٣١٥	٠,٣٢٦	٠,٥١٥	٠,٥٧٠	٠,٧١٥	٠,٨٩٧	٠,٩١٥	١,٥٥٧
٠,١٢٠	٠,١٢١	٠,٣٢٠	٠,٣٣٢	٠,٥٢٠	٠,٥٧٦	٠,٧٢٠	٠,٩٠٨	٠,٩٢٠	١,٥٨٩
٠,١٢٥	٠,١٢٦	٠,٣٢٥	٠,٣٣٧	٠,٥٢٥	٠,٥٨٣	٠,٧٢٥	٠,٩١٨	٠,٩٢٥	١,٦٢٣
٠,١٣٠	٠,١٣١	٠,٣٣٠	٠,٣٤٣	٠,٥٣٠	٠,٥٩٠	٠,٧٣٠	٠,٩٢٨	٠,٩٣٠	١,٦٥٨
٠,١٣٥	٠,١٣٦	٠,٣٣٥	٠,٣٤٨	٠,٥٣٥	٠,٥٩٧	٠,٧٣٥	٠,٩٤٠	٠,٩٣٥	١,٦٩٧
٠,١٤٠	٠,١٤١	٠,٣٤٠	٠,٣٥٤	٠,٥٤٠	٠,٦٠٤	٠,٧٤٠	٠,٩٥٠	٠,٩٤٠	١,٧٣٨
٠,١٤٥	٠,١٤٦	٠,٣٤٥	٠,٣٦٠	٠,٥٤٥	٠,٦١١	٠,٧٤٥	٠,٩٦٢	٠,٩٤٥	١,٧٨٣
٠,١٥٠	٠,١٥١	٠,٣٥٠	٠,٣٦٥	٠,٥٥٠	٠,٦١٨	٠,٧٥٠	٠,٩٧٣	٠,٩٥٠	١,٨٣٢
٠,١٥٥	٠,١٥٦	٠,٣٥٥	٠,٣٧١	٠,٥٥٥	٠,٦٢٦	٠,٧٥٥	٠,٩٨٤	٠,٩٥٥	١,٨٨٦
٠,١٦٠	٠,١٦١	٠,٣٦٠	٠,٣٧٧	٠,٥٦٠	٠,٦٣٣	٠,٧٦٠	٠,٩٩٦	٠,٩٦٠	١,٩٤٦
٠,١٦٥	٠,١٦٧	٠,٣٦٥	٠,٣٨٣	٠,٥٦٥	٠,٦٤٠	٠,٧٦٥	١,٠٠٨	٠,٩٦٥	٢,٠١٤
٠,١٧٠	٠,١٧٢	٠,٣٧٠	٠,٣٨٨	٠,٥٧٠	٠,٦٤٨	٠,٧٧٠	١,٠٢٠	٠,٩٧٠	٢,٠٩٢
٠,١٧٥	٠,١٧٧	٠,٣٧٥	٠,٣٩٤	٠,٥٧٥	٠,٦٥٥	٠,٧٧٥	١,٠٣٢	٠,٩٧٥	٢,١٨٥
٠,١٨٠	٠,١٨٢	٠,٣٨٠	٠,٤٠٠	٠,٥٨٠	٠,٦٦٢	٠,٧٨٠	١,٠٤٥	٠,٩٨٠	٢,٢٩٨
٠,١٨٥	٠,١٨٧	٠,٣٨٥	٠,٤٠٦	٠,٥٨٥	٠,٦٧٠	٠,٧٨٥	١,٠٥٨	٠,٩٨٥	٢,٤٤٣
٠,١٩٠	٠,١٩٢	٠,٣٩٠	٠,٤١٢	٠,٥٩٠	٠,٦٧٨	٠,٧٩٠	١,٠٧١	٠,٩٩٠	٢,٦٤٧
٠,١٩٥	٠,١٩٨	٠,٣٩٥	٠,٤١٨	٠,٥٩٥	٠,٦٨٥	٠,٧٩٥	١,٠٨٥	٠,٩٩٥	٢,٩٩٤

ملحق [٨]

جدول القيم الحرجة لاختبار مربع كاى

درجات الحرية	مستوى الدلالة									
	٠,٩٩٥	٠,٩٩	٠,٩٧٥	٠,٩٥	٠,٩٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥
١	٠,٠٠٠٠٣٩	٠,٠٠٠١٦	٠,٠٠٠٩٨	٠,٠٠٣٩	٠,٠١٦	٢,٧١	٣,٨٤	٥,٠٢	٦,٦٣	٧,٨٨
٢	٠,٠١٠	٠,٠٢٠	٠,٠٥١	٠,١٠	٠,٢١	٤,٦١	٥,٩٩	٧,٣٨	٩,٢١	١٠,٦٠
٣	٠,٠٧٢	٠,١١	٠,٢٢	٠,٣٥	٠,٥٨	٦,٢٥	٧,٨١	٩,٣٥	١١,٣٤	١٢,٨٤
٤	٠,٢١	٠,٣٠	٠,٤٨	٠,٧١	١,٠٦	٧,٧٨	٩,٤٩	١١,١٤	١٣,٢٨	١٤,٨٦
٥	٠,٤١	٠,٥٥	٠,٨٣	١,١٥	١,٦١	٩,٢٤	١١,٠٧	١٢,٨٣	١٥,٠٩	١٦,٧٥
٦	٠,٦٨	٠,٨٧	١,٢٤	١,٦٤	٢,٠٢	١٠,٦٤	١٢,٥٩	١٤,٤٥	١٦,٨١	١٨,٥٥
٧	٠,٩٩	١,٢٤	١,٦٩	٢,١٧	٢,٨٣	١٢,٢٠	١٤,٠٧	١٦,٠١	١٨,٤٨	٢٠,٢٨
٨	١,٣٤	١,٦٥	٢,١٨	٢,٧٣	٣,٤٩	١٣,٣٦	١٥,٥١	١٧,٥٣	٢٠,٠٩	٢١,٩٦
٩	١,٣٧	٢,٠٩	٢,٧٠	٣,٣٣	٤,١٧	١٤,٦٨	١٦,٩٢	١٩,٠٢	٢١,٦٧	٢٣,٥٩
١٠	٢,١٦	٢,٥٦	٣,٢٥	٣,٩٤	٤,٨٧	١٥,٩٩	١٨,٣١	٢٠,٤٨	٢٣,٢١	٢٥,١٩
١١	٢,٦٠	٣,٠٥	٣,٨٢	٤,٥٧	٥,٥٨	١٧,٢٨	١٩,٦٨	٢١,٩٢	٢٤,٧٢	٢٦,٧٦
١٢	٣,٠٧	٣,٥٧	٤,٤٠	٥,٢٣	٦,٣٠	١٨,٥٥	٢١,٠٣	٢٣,٣٤	٢٦,٢٢	٢٨,٣٠
١٣	٣,٥٧	٤,٠٠	٥,٠١	٥,٨٩	٧,٠٤	١٩,٨١	٢٢,٣٦	٢٤,٧٤	٢٧,٦٩	٢٩,٨٢
١٤	٤,٠٧	٤,٦٦	٥,٦٣	٦,٥٧	٧,٧٩	٢١,٠٦	٢٣,٦٨	٢٦,١٢	٢٩,١٤	٣١,٣٢
١٥	٤,٦٠	٥,٢٣	٦,٢٦	٧,٢٦	٨,٥٥	٢٢,٣١	٢٥,٠٠	٢٧,٤٩	٣٠,٥٨	٣٢,٨٠
١٦	٥,١٤	٥,٨١	٦,٩١	٧,٩٦	٩,٣١	٢٣,٥٤	٢٦,٣٠	٢٨,٩٥	٣٢,٠٠	٣٤,٢٧
١٧	٥,٧٠	٦,٤١	٧,٥٦	٨,٦٧	١٠,٠٩	٢٤,٧٧	٢٧,٥٩	٣٠,١٩	٣٣,٤١	٣٥,٧٢
١٨	٦,٢٦	٧,٠١	٨,٢٣	٩,٣٩	١٠,٨٦	٢٥,٩٩	٢٨,٨٧	٣١,٥٣	٣٤,٨١	٣٧,١٦
١٩	٦,٨٤	٧,٦٣	٨,٩١	١٠,١٢	١١,٦٥	٢٧,٢٠	٣٠,١٤	٣٢,٨٥	٣٦,١٩	٣٨,٥٨
٢٠	٧,٤٣	٨,٢٦	٩,٥٩	١٠,٨٥	١٢,٤٤	٢٨,٤١	٣١,٤١	٣٤,١٧	٣٧,٥٧	٤٠,٠٠
٢١	٨,٠٣	٨,٩٠	١٠,٢٨	١١,٥٩	١٣,٢٤	٢٩,٦٢	٣٢,٦٧	٣٥,٤٨	٣٨,٩٣	٤١,٤٠
٢٢	٨,٦٤	٩,٥٤	١٠,٩٨	١٢,٣٤	١٤,٠٤	٣٠,٨١	,٩٢٣٥..	٣٦,٧٨	٤٠,٢٩	٤٢,٨٦
٢٣	٩,٢٦	١٠,٢٠	١١,٦٩	١٣,٠٩	١٤,٨٥	٣٢,٠١	,١٧	٣٨,٠٨	٤١,٥٤	٤٤,١٨
٢٤	٩,٨٩	١٠,٨٦	١٢,٤٠	١٣,٨٥	١٥,٦٦	٣٣,٢٠	٣٦,٤٢	٣٩,٣٦	٤٢,٩٨	٤٥,٥٦
٢٥	١٠,٥٢	١١,٥٣	١٣,١٢	١٤,٦١	١٦,٤٧	٣٤,٣٨	٣٧,٦٥	٤٠,٦٥	٤٤,٣١	٤٦,٩٣
٢٦	١١,١٦	١٢,٢٠	١٣,٨٤	١٥,٣٨	١٧,٢٩	٣٥,٥٦	٣٨,٨٩	٤١,٩٢	٤٥,٦٤	٤٨,٢٩
٢٧	١١,٨١	١٢,٨٨	١٤,٥٧	١٦,١٥	١٨,١١	٣٦,٧٤	٤٠,١١	٤٣,١٩	٤٦,٩٦	٤٦,٦٤
٢٨	١٢,٤٦	١٣,٥٦	١٥,٣١	١٦,٩٣	١٨,٩٤	٣٧,٩٢	٤١,٣٤	٤٤,٤٦	٤٨,٢٨	٥٠,٩٩
٢٩	١٣,١٢	١٤,٢٦	١٦,٠٥	١٧,٧١	١٩,٧٧	٣٩,٠٩	٤٢,٥٦	٤٥,٧٢	٤٩,٥٠	٥٢,٣٤
٣٠	١٣,٧٩	١٤,٩٥	١٦,٧٩	١٨,٤٩	٢٠,٦٠	٤٠,٢٦	٤٣,٧٧	٤٦,٩٨	٥٠,٨٩	٥٣,٦٧
٤٠	٢٠,٧١	٢٢,١٦	٢٤,٤٣	٢٦,٥١	٢٩,٠٥	٥١,٨١	٥٥,٧٦	٥٩,٣٤	٦٣,٦٩	٦٦,٧٧
٥٠	٢٧,٩٩	٢٩,٧١	٣٢,٣٦	٣٤,٧٦	٣٧,٦٩	٦٣,١٧	٦٧,٥٠	٧١,٤٢	٧٦,١٥	٧٩,٤٩
٦٠	٣٥,٥٣	٣٧,٤٨	٤٠,٤٨	٤٣,١٩	٤٦,٤٦	٧٤,٤٠	٧٩,٠٨	٨٣,٣٠	٨٨,٣٨	٩١,٩٥
٧٠	٤٣,٢٨	٤٥,٤٤	٤٨,٧٦	٥١,٧٤	٥٥,٣٣	٨٥,٥٣	٩٠,٥٣	٩٥,٠٢	١٠٠,٤٢	١٠٤,٢٢
٨٠	٥١,٧١	٥٣,٥٤	٥٧,١٥	٦٠,٣٩	٦٤,٢٨	٩٦,٥٨	١٠١,٨٨	١٠٦,١٣	١١٢,٣٣	١١٦,٣٢
٩٠	٥٩,٢٠	٦١,٧٥	٦٥,٦٥	٦٩,١٣	٧٣,٢٩	١٠٧,٥٦	١١٣,١٤	١١٨,١٤	١٢٤,١٢	١٢٨,٣٠
١٠٠	٦٧,٣٣	٧٠,٠٦	٧٤,٢٢	٧٧,٩٣	٨٢,٣٦	١١٨,٥٠	١٢٤,٣٤	١٢٩,٥٦	١٣٥,٨١	١٤٠,١٧
١٢٠	٨٣,٨٥	٨٦,٩٢	٩١,٥٨	٩٥,٧٠	١٠٠,٦٢	١٤٠,٢٣	١٤٦,٥٧	١٥٢,٢١	١٥٨,٩٥	١٦٣,٦٤

ملحق [٩]

جدول القيم الحرجة للمدى المعياري لاختبار توكي (ستيو دلتايز)

درجات الحرية	مستوى الدلالة	عدد المتوسطات								
		٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	٠,٠٥	١٨,٠	٢٧,٠	٣٢,٨	٣٧,١	٤٠,٤	٤٣,١	٤٥,٤	٤٧,٤	٤٩,١
	٠,٠١	٩٠,٠	١٣٥	١٦٤	١٨٦	٢٠٢	٢١٦	٢٢٧	٢٣٧	٢٤٦
٢	٠,٠٥	٦,٠٩	٨,٣	٩,٨	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	٧,٥٠	٨,٠٤	٨,٤٨	٨,٨٥	٩,١٨	٩,٤٦
	٠,٠١	٨,٢٦	١٠,٦	١٢,٢	١٣,٣	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	٤,١٦	٤,٦٩	٥,٠٦	٥,٣٦	٥,٦١	٥,٨٢	٦,٠٠٨	٦,١٦
	٠,٠١	٤,٩٥	٥,٩٢	٦,٥٤	٧,٠١	٧,٣٧	٧,٦٨	٧,٩٤	١٧	٨,٣٧
٨	٠,٠٥	٣,٢٦	٤,٠٤	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	٥,٢١	٥,٣٠	٥,٤٦	٥,٦٠
	٠,٠١	٤,٤٨	٥,٢٧	٥,٧٧	٦,١٤	٦,٤٣	٦,٦٧	٦,٨٧	٧,٠٥	٧,٢١
١١	٠,٠٥	٣,١١	٣,٨٢	٤,٢٦	٤,٥٧	٤,٨٢	٥,٠٢	٥,٢٠	٥,٣٥	٥,٤٩
	٠,٠١	٤,٣٩	٥,١١	٥,٦٢	٥,٩٧	٦,٢٥	٦,٤٨	٦,٦٧	٦,٨٤	٦,٩٩
١٢	٠,٠٥	٣,٠٨	٣,٧٧	٤,٢٠	٤,٦٥١	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	٦,٦٧	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	٦,٠٨	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	٤,٩٦	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	٤,٥٤	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	٣,٨٤	٤,١٠	٤,٣٠	٤,٤٩	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
٦٠	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	٤,١٠	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
∞	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

ملحق [١٠]

جدول اختبار كوجران لتجانس التباين عند مستوى دلالة ٠,٠٥

ن	ك = عدد التباينات										
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥
٥	٠,٩٠٦	٠,٧٤٦	٠,٦٢٩	٠,٥٤٤	٠,٤٨٠	٠,٤٣١	٠,٣٩١	٠,٣٥٨	٠,٣٣١	٠,٢٨٨	٠,٢٤٢
٦	٠,٨٧٧	٠,٧٠٧	٠,٥٩٠	٠,٥٠٧	٠,٤٤٥	٠,٣٩٧	٠,٣٦٠	٠,٣٢٩	٠,٣٠٣	٠,٢٦٢	٠,٢٢٠
٧	٠,٨٥٣	٠,٦٧٧٧	٠,٥٦٠	٠,٤٧٨	٠,٤١٨	٠,٣٧٣	٠,٣٣٦	٠,٣٠٧	٠,٢٨٢	٠,٢٤٤	٠,٢٠٣
٨	٠,٨٣٣	٠,٦٥٣	٠,٥٣٧	٠,٤٥٦	٠,٣٩٨	٠,٣٥٤	٠,٣١٩	٠,٢٩٠	٠,٢٦٧	٠,٢٣٠	٠,١٩١
٩	٠,٨١٦	٠,٦٣٣	٠,٥١٨	٠,٤٣٩	٠,٣٨٣	٠,٣٣٨	٠,٣٠٤	٠,٢٧٧	٠,٢٥٤	٠,٢١٩	٠,١٨٢
١٠	٠,٨٠١	٠,٦١٧	٠,٥٠٢	٠,٤٢٤	٠,٣٦٨	٠,٣٢٦	٠,٢٩٢	٠,٢٦٦	٠,٢٤٤	٠,٢١٠	٠,١٧٤
١١	٠,٧٨٩	٠,٦٠٣	٠,٤٨٩	٠,٤١٢	٠,٣٥٧	٠,٣١٥	٠,٢٨٣	٠,٢٥٧	٠,٢٣٥	٠,٢٠٢	٠,١٦٧
١٢	٠,٧٧٧	٠,٥٩٠	٠,٤٧٧	٠,٤٠١	٠,٣٤٧	٠,٣٠٦	٠,٢٧٥	٠,٢٤٩	٠,٢٢٨	٠,١٩٥	٠,١٦١
١٣	٠,٧٦٧	٠,٥٨٠	٠,٤٦٧	٠,٣٩٢	٠,٣٣٩	٠,٢٩٩	٠,٢٦٧	٠,٢٤٢	٠,٢٢٢	٠,١٩٠	٠,١٥٧
١٤	٠,٥٧٥	٠,٥٧٠	٠,٤٥٨	٠,٣٨٤	٠,٣٣١	٠,٢٩٢	٠,٢٦١	٠,٢٣٧	٠,٢١٦	٠,١٨٥	٠,١٥٣
١٥	٠,٧٤٩	٠,٥٦١	٠,٤٥٠	٠,٣٧٧	٠,٣٢٥	٠,٢٨٦	٠,٢٥٦	٠,٢٣١	٠,٢١١	٠,١٨١	٠,١٤٩
١٦	٠,٧٤١	٠,٥٥٤	٠,٤٤٣	٠,٣٧٠	٠,٣١٩	٠,٢٨٠	٠,٢٥١	٠,٢٢٧	٠,٢٠٧	٠,١٧٧	٠,١٤٦
١٧	٠,٧٣٤	٠,٥٤٧	٠,٤٣٧	٠,٣٦٥	٠,٣١٤	٠,٢٧٦	٠,٢٤٦	٠,٢٢٣	٠,٢٠٣	٠,١٧٤	٠,١٤٣
١٨	٠,٧٢٨	٠,٥٤٠	٠,٤٣١	٠,٣٥٩	٠,٣٠٩	٠,٢٧١	٠,٢٤٢	٠,٢١٩	٠,٢٠٠	٠,١٧٠	٠,١٤٠
١٩	٠,٧٢٢	٠,٥٣٤	٠,٤٢٥	٠,٣٥٤	٠,٣٠٤	٠,٢٦٧	٠,٢٣٨	٠,٢١٥	٠,١٩٧	٠,١٦٨	٠,١٣٨
٢٠	٠,٧١٧	٠,٥٢٩	٠,٤٢١	٠,٣٥٠	٠,٣٠٠	٠,٢٦٤	٠,٢٣٥	٠,٢١٣	٠,١٩٤	٠,١٦٥	٠,١٣٥
٢١	٠,٧١٢	٠,٥٢٤	٠,٤١٦	٠,٣٤٦	٠,٢٩٧٨	٠,٢٦٠	٠,٢٣٢	٠,٢٠٩	٠,١٩١	٠,١٦٣	٠,١٣٣
٢٢	٠,٧٠٧	٠,٥١٩	٠,٤١٢	٠,٣٤٢	٠,٢٩٢	٠,٢٥٧	٠,٢٢٩	٠,٢٠٧	٠,١٨٨	٠,١٦٠	٠,١٣٢
٢٣	٠,٧٠٢	٠,٥١٥	٠,٤٠٨	٠,٣٣٩	٠,٢٩٠	٠,٢٥٤	٠,٢٢٦	٠,٢٠٤	٠,١٨٦	٠,١٥٨	٠,١٣٠
٢٤	٠,٦٩٨	٠,٥١١	٠,٤٠٤	٠,٣٣٥	٠,٢٨٧	٠,٢٥١	٠,٢٢٤	٠,٢٠٢	٠,١٨٤	٠,١٥٧	٠,١٢٨
٢٥	٠,٦٩٤	٠,٥٠٧	٠,٤٠١	٠,٣٣٢	٠,٢٨٤	٠,٢٤٩	٠,٢٢٢	٠,٢٠٠	٠,١٨٢	٠,١٥٥	٠,١٢٨
٢٦	٠,٦٩١	٠,٥٠٤	٠,٣٩٨	٠,٣٣٠	٠,٢٨٢	٠,٢٤٧	٠,٢١٩	٠,١٩٩	٠,١٨٠	٠,٥٣	٠,١٢٥
٢٧	٠,٦٨٧	٠,٥٠٠	٠,٣٩٥	٠,٣٢٧	٠,٢٧٩	٠,٢٤٤	٠,٢١٧	٠,١٦٩	٠,١٧٨	٠,١٥٢	٠,١٢٤
٢٨	٠,٦٨٤	٠,٤٩٧	٠,٣٩٢	٠,٣٢٤	٠,٢٧٧	٠,٢٤٢	٠,٢١٥	٠,١٩٤	٠,١٧٧	٠,١٥٠	٠,١٢٣
٢٩	٠,٦٨٣	٠,٤٩٤	٠,٣٨٩	٠,٣٢٢	٠,٢٧٥	٠,٢٤٠	٠,٢١٤	٠,١٩٣	٠,١٧٥	٠,١٤٩	٠,١٢٢
٣٠	٠,٦٧٨	٠,٤٩١	٠,٣٨٧	٠,٣٢٠	٠,٢٧٣	٠,٢٣٨	٠,٢١٢	٠,١٩١	٠,١٧٤	٠,١٤٧	٠,١٢١
٣٢	٠,٦٧٢	٠,٤٨٦	٠,٣٨٢	٠,٣١٥	٠,٢٦٩	٠,٢٣٥	٠,٢٠٩	٠,١٨٨	٠,١٧١	٠,١٤٥	٠,١١٩
٣٤	٠,٦٦٧	٠,٤٨١	٠,٣٧٨	٠,٣١٢	٠,٢٦٦	٠,٢٣٢	٠,٢٠٦	٠,١٨٥	٠,١٦٩	٠,١٤٣	٠,١١٧
٣٦	٠,٦٦٢	٠,٤٧٧	٠,٣٧٤	٠,٣٠٨	٠,٢٦٢	٠,٢٢٩	٠,٢٠٣	٠,١٨٣	٠,١٦٦	٠,١٤١	٠,١١٥
٣٨	٠,٦٥٨	٠,٤٧٣	٠,٣٧٠	٠,٣٠٥	٠,٢٦٠	٠,٢٢٧	٠,٢٠١	٠,١٨١	٠,١٦٤	٠,١٣٩	٠,١١٤
٤٠	٠,٦٥٤	٠,٤٦٩	٠,٣٦٧	٠,٣٠٢	٠,٢٥٧	٠,٢٢٤	٠,١٩٩	٠,١٧٩	٠,١٦٣	٠,١٣٨	٠,١١٢
٤٢	٠,٦٥١	٠,٤٦٦	٠,٣٦٤	٠,٢٩٩	٠,٢٥٥	٠,٢٢٢	٠,١٩٧	٠,١٧٧	٠,١٦١	٠,١٣٦	٠,١١١
٤٤	٠,٦٤٧	٠,٤٦٣	٠,٣٦١	٠,٢٩٧	٠,٢٥٣	٠,٢٢٠	٠,١٩٥	٠,١٧٥	٠,١٥٩	٠,١٣٥	٠,١١٠
٤٦	٠,٦٤٤	٠,٤٦٠	٠,٣٥٩	٠,٢٩٥	٠,٢٥١	٠,٢١٨	٠,١٩٣	٠,١٧٤	٠,١٥٨	٠,١٣٤	٠,١٠٩
٤٨	٠,٦٤١	٠,٤٥٧	٠,٣٥٧	٠,٢٩٣	٠,٢٤٩	٠,٢١٦	٠,١٩٢	٠,١٧٢	٠,١٥٦	٠,١٣٢	٠,١٠٨
٥٠	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٥٥	٠,١٣١	٠,١٠٧
١٤٥	٠,٥٨١	٠,٤٠٣	٠,٣٠٩	٠,٢٥١	٠,٢١٢	٠,١٨٣	٠,١٦٢	٠,١٤٥	٠,١٣١	٠,١١٠	٠,٠٨٩
∞	٠,٥٠٠	٠,٣٣٣	٠,٢٥٠	٠,١٦٧	٠,١٤٣	٠,١٢٥	٠,١١١	٠,١٠٠	٠,٠٨٣	٠,٠٦٧	٠,٠٥٠

تابع ملحق [١٠]

جدول اختبار كوجران لتجانس التباين عند مستوى دلالة ٠,٠١

ن	ك = عدد التباينات										
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٥
٥	٠,٩٥٩	٠,٨٢٤	٠,٧٢١	٠,٦٣٣	٠,٥٦٤	٠,٥٠٨	٠,٤٦٣	٠,٤٢٥	٠,٣٩٣	٠,٣٤٣	٠,٢٨٨
٦	٠,٩٣٧	٠,٧٩٣	٠,٦٧٦	٠,٥٨٨	٠,٥٢٠	٠,٤٦٦	٠,٤٢٣	٠,٣٨٧	٠,٣٥٧	٠,٣١٠	٠,٢٥٩
٧	٠,٩١٧	٠,٧٦١	٠,٦٤١	٠,٥٥٢	٠,٤٨٧	٠,٤٣٥	٠,٣٩٣	٠,٣٥٩	٠,٣٣١	٠,٢٨٦	٠,٢٣٩
٨	٠,٨٩٩	٠,٧٣٤	٠,٦١٣	٠,٥٢٦	٠,٤٦١	٠,٤١١	٠,٣٧٠	٠,٣٣٨	٠,٣١١	٠,٢٦٨	٠,٢٢٣
٩	٠,٨٨٢	٠,٧١١	٠,٥٩٠	٠,٥٠٤	٠,٤٤٠	٠,٣٩١	٠,٣٥٢	٠,٣٢١	٠,٢٩٥	٠,٢٥٤	٠,٢١٠
١٠	٠,٨٦٧	٠,٦٩١	٠,٥٧٠	٠,٤٨٥	٠,٤٢٣	٠,٣٧٥	٠,٣٣٧	٠,٣٠٧	٠,٢٨١	٠,٢٤٢	٠,٢٠٠
١١	٠,٨٥٥	٠,٦٧٥	٠,٥٥٤	٠,٤٧٠	٠,٤٠٨	٠,٣٦١	٠,٣٢٥	٠,٢٩٥	٠,٢٧٠	٠,٢٣٢	٠,١٩١
١٢	٠,٨٤٣	٠,٦٦٠	٠,٥٣٩	٠,٤٥٦	٠,٣٩٦	٠,٣٥٠	٠,٣١٤	٠,٢٨٥	٠,٢٦١	٠,٢٢٣	٠,١٨٤
١٣	٠,٨٣١	٠,٦٧٤	٠,٥٢٧	٠,٤٤٥	٠,٣٨٥	٠,٣٤٠	٠,٣٠٥	٠,٢٧٦	٠,٢٥٣	٠,٢١٦	٠,١٧٨
١٤	٠,٨٢١	٠,٦٣٥	٠,٥١٥	٠,٤٣٤	٠,٣٧٦	٠,٣٣١	٠,٢٩٧	٠,٢٦٩	٠,٢٤٦	٠,٢١٠	٠,١٧٣
١٥	٠,٨١٢	٠,٦٢٤	٠,٥٠٥	٠,٤٢٥	٠,٣٦٧	٠,٣٢٣	٠,٢٨٩	٠,٢٦٢	٠,٢٤٠	٠,٢٠٥	٠,١٦٨
١٦	٠,٨٠٣	٠,٦١٥	٠,٤٩٦	٠,٤١٧	٠,٣٦٠	٠,٣١٧	٠,٢٨٣	٠,٢٥٦	٠,٢٣٤	٠,٢٠٠	٠,١٦٤
١٧	٠,٧٩٥	٠,٦٠٦	٠,٤٨٨	٠,٤٠٩	٠,٣٥٣	٠,٣١١	٠,٢٧٨	٠,٢٥١	٠,٢٣٠	٠,١٩٦	٠,١٦١
١٨	٠,٧٨٨	٠,٥٩٨	٠,٤٨١	٠,٤٠٣	٠,٣٤٧	٠,٣٠٥	٠,٢٧٢	٠,٢٤٦	٠,٢٢٥	٠,١٩١	٠,١٥٧
١٩	٠,٧٨١	٠,٥٩١	٠,٤٧٤	٠,٣٩٦	٠,٣٤١	٠,٣٠٠	٠,٢٦٧	٠,٢٤٢	٠,٢٢٠	٠,١٨٨	٠,١٥٤
٢٠	٠,٧٧٥	٠,٥٨٤	٠,٤٦٨	٠,٣٩١	٠,٣٣٦	٠,٢٩٥	٠,٢٦٣	٠,٢٣٨	٠,٢١٧	٠,١٨٥	٠,١٥١
٢١	٠,٧٦٩	٠,٥٧٨	٠,٤٦٢	٠,٣٨٥	٠,٣٣١	٠,٢٩١	٠,٢٥٩	٠,٢٣٤	٠,٢١٢	٠,١٨٢	٠,١٤٩
٢٢	٠,٧٦٣	٠,٥٧٢	٠,٤٥٧	٠,٣٨١	٠,٣٢٧	٠,٢٨٧	٠,٢٥٥	٠,٢٣١	٠,٢١٠	٠,١٧٩	٠,١٤٧
٢٣	٠,٧٥٨	٠,٥٦٦	٠,٤٥٢	٠,٣٧٦	٠,٣٢٣	٠,٢٨٣	٠,٢٥٢	٠,٢٢٧	٠,٢٠٧	٠,١٧٦	٠,١٤٤
٢٤	٠,٧٥٣	٠,٥٦١	٠,٤٤٧	٠,٣٧٢	٠,٣١٩	٠,٢٧٩	٠,٢٤٩	٠,٢٢٤	٠,٢٠٥	٠,١٧٤	٠,١٤٢
٢٥	٠,٧٤٨	٠,٥٥٦	٠,٤٤٢	٠,٣٦٨	٠,٣١٥	٠,٢٧٦	٠,٢٤٦	٠,٢٢٢	٠,٢٠٢	٠,١٧٢	٠,١٤٠
٢٦	٠,٧٤٤	٠,٥٥٢	٠,٤٣٩	٠,٣٦٤	٠,٣١٢	٠,٢٧٣	٠,٢٤٣	٠,٢١٩	٠,٢٠٠	٠,١٧٠	٠,١٣٩
٢٧	٠,٧٣٩	٠,٥٤٨	٠,٤٣٥	٠,٣٦١	٠,٣٠٩	٠,٢٧٠	٠,٢٤١	٠,٢١٧	٠,١٩٧	٠,١٦٨	٠,١٣٧
٢٨	٠,٧٣٥	٠,٥٤٤	٠,٤٣١	٠,٣٥٨	٠,٣٠٦	٠,٢٦٧	٠,٢٣٨	٠,٢١٥	٠,١٩٥	٠,١٦٦	٠,١٣٦
٢٩	٠,٧٣٢	٠,٥٤٠	٠,٤٢٨	٠,٣٥٥	٠,٣٠٣	٠,٢٦٥	٠,٢٣٦	٠,٢١٢	٠,١٩٣	٠,١٦٤	٠,١٣٤
٣٠	٠,٧٢٨	٠,٥٣٦	٠,٤٢٤	٠,٣٥٢	٠,٣٠١	٠,٢٦٣	٠,٢٣٤	٠,٢١٠	٠,١٩٢	٠,١٦٣	٠,١٣٣
٣٢	٠,٧٢١	٠,٥٣٠	٠,٤١٨	٠,٣٤٦	٠,٢٩٦	٠,٢٥٨	٠,٢٣٠	٠,٢٠٧	٠,١٨٨	٠,١٦٠	٠,١٣٠
٣٤	٠,٧١٥	٠,٥٢٣	٠,٤١٣	٠,٣٤١	٠,٢٩١	٠,٢٥٥	٠,٢٢٦	٠,٢٠٣	٠,١٨٥	٠,١٥٧	٠,١٢٨
٣٦	٠,٧٠٩	٠,٥١٨	٠,٤٠٨	٠,٣٣٧	٠,٢٨٧	٠,٢٥١	٠,٢٢٣	٠,٢٠٠	٠,١٨٢	٠,[illegible]٤	٠,١٢[illegible]
٣٨	٠,٧٠٤	٠,٥١٣	٠,٤٠٣	٠,٣٣٣	٠,٢٨٤	٠,٢٤٨	٠,٢٢٠	٠,١٩٨	٠,١٨٠	٠,١٥٢	٠,١٢[illegible]
٤٠	٠,٦٩٩	٠,٥٠٨	٠,٣٩٩	٠,٣٢٩	٠,٢٨١	٠,٢٤٥	٠,٢١٧	٠,١٩٥	٠,١٧٧	٠,١٥٠	٠,١٢٢
٤٢	٠,٦٩٤	٠,٥٠٤	٠,٣٩٥	٠,٣٢٦	٠,٢٧٧	٠,٢٤٢	٠,٢١٥	٠,١٩٣	٠,١٧٥	٠,١٤٨	٠,١٢١
٤٤	٠,٦٩٠	٠,٥٠٠	٠,٣٩٢	٠,٣٢٣	٠,٢٧٥	٠,٢٣٩	٠,٢١٢	٠,١٩١	٠,١٧٣	٠,١٤٧	٠,١١٩
٤٦	٠,٦٨٦	٠,٤٩٦	٠,٣٨٨	٠,٣٢٠	٠,٢٧٢	٠,٢٣٧	٠,٢١٠	٠,١٨٩	٠,١٧١	٠,١٤٥	٠,١١٨
٤٨	٠,٦٨٢	٠,٤٩٢	٠,٣٨٥	٠,٣١٣	٠,٢٧٠	٠,٢٣٥	٠,٢٠٨	٠,١٨٧	٠,١٧٠	٠,١٤٣	٠,١١٧
٥٠	٠,٦٧٩	٠,٤٨٩	٠,٣٨٢	٠,٣١٤	٠,٢٦٧	٠,٢٣٤	٠,٢٠٦	٠,١٨٥	٠,١٦٨	٠,١٤٢	٠,١١٦
١٤٥	٠,٦٠٦	٠,٤٢٣	٠,٣٢٥	٠,٢٦٤	٠,٢٢٢	٠,١٩٣	٠,١٧٠	٠,١٥٢	٠,١٣٨	٠,١١٦	٠,٠٩٣
∞	٠,٥٠٠	٠,٣٣٣	٠,٢٥٠	٠,٢٠٠	٠,١٤٣	٠,١٢٥	٠,١١١	٠,١٠٠	٠,٠٨٣	٠,٠٦٧	٠,٠٥٠

ملحق (١١) جدول القيم الحرجة للمدى لاختبار دنكن عند مستوى دلالة ٠٥,

درجات الحرية	عـدد المتوسطـات K ٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩
٢	٦,٠٨٥																	
٣	٤,٠٥١	٤,٥١٦																
٤	٣,٩٢٧	٤,٠١٣	٤,٠٣٣															
٥	٣,٦٣٥	٣,٧٤٩	٣,٧٩٧	٣,٨١٤														
٦	٣,٤٦٠	٣,٥٨٧	٣,٦٤٩	٣,٦٨٠	٣,٦٩٤													
٧	٣,٣٤٤	٣,٤٧٧	٣,٥٤٨	٣,٥٨٨	٣,٦١١	٣,٦٢٢												
٨	٣,٢٦١	٣,٣٩٩	٣,٤٧٥	٣,٥٢١	٣,٥٤٩	٣,٥٦٦	٣,٥٧٥											
٩	٣,١٩٩	٣,٣٣٩	٣,٤٢٠	٣,٤٧٠	٣,٥٠٢	٣,٥٢٢	٣,٥٣٦	٣,٥٤٤										
١٠	٣,١٥١	٣,٢٩٣	٣,٣٧٦	٣,٤٣٠	٣,٤٦٥	٣,٤٨٩	٣,٥٠٥	٣,٥١٦	٣,٥٢٢									
١١	٣,١١٣	٣,٢٥٦	٣,٣٤٢	٣,٣٩٧	٣,٤٣٥	٣,٤٦٢	٣,٤٨٠	٣,٤٩٣	٣,٥٠١	٣,٥٠٦								
١٢	٣,٠٨٢	٣,٢٢٥	٣,٣١٣	٣,٣٧٠	٣,٤١٠	٣,٤٣٩	٣,٤٥٩	٣,٤٧٤	٣,٤٨٤	٣,٤٩١	٣,٤٩٦							
١٣	٣,٠٥٥	٣,٢٠٠	٣,٢٨٩	٣,٣٤٨	٣,٣٨٩	٣,٤١٩	٣,٤٤٢	٣,٤٥٨	٣,٤٧٠	٣,٤٧٨	٣,٤٨٤	٣,٤٨٨						
١٤	٣,٠٣٣	٣,١٧٨	٣,٢٦٨	٣,٣٢٩	٣,٣٧٢	٣,٤٠٣	٣,٤٢٦	٣,٤٤٤	٣,٤٥٧	٣,٤٦٧	٣,٤٧٤	٣,٤٧٩	٣,٤٨٢					
١٥	٣,٠١٤	٣,١٦٠	٣,٢٥٠	٣,٣١٢	٣,٣٥٦	٣,٣٨٩	٣,٤١٣	٣,٤٣٢	٣,٤٤٦	٣,٤٥٧	٣,٤٦٥	٣,٤٧١	٣,٤٧٦	٣,٤٨٧				
١٦	٢,٩٩٨	٣,١٤٤	٣,٢٣٥	٣,٢٩٨	٣,٣٤٣	٣,٣٧٦	٣,٤٠٢	٣,٤٢٢	٣,٤٣٧	٣,٤٤٩	٣,٤٥٨	٣,٤٦٥	٣,٤٧٠	٣,٤٧٣	٣,٤٧٧			
١٧	٢,٩٨٤	٣,١٣٠	٣,٢٢٢	٣,٢٨٥	٣,٣٣١	٣,٣٦٦	٣,٣٩٢	٣,٤١٢	٣,٤٢٩	٣,٤٤١	٣,٤٥١	٣,٤٥٩	٣,٤٦٥	٣,٤٦٩	٣,٤٧٣	٣,٤٧٥		
١٨	٢,٩٧١	٣,١١٨	٣,٢١٠	٣,٢٧٤	٣,٣٢١	٣,٣٥٦	٣,٣٨٣	٣,٤٠٥	٣,٤٢١	٣,٤٣٥	٣,٤٤٥	٣,٤٥٤	٣,٤٦٠	٣,٤٦٥	٣,٤٧٠	٣,٤٧٢	٣,٤٧٤	
١٩	٢,٩٦٠	٣,١٠٧	٣,١٩٩	٣,٢٦٤	٣,٣١١	٣,٣٤٧	٣,٣٧٥	٣,٣٩٧	٣,٤١٥	٣,٤٢٩	٣,٤٤٠	٣,٤٤٩	٣,٤٥٦	٣,٤٦٢	٣,٤٦٧	٣,٤٧٠	٣,٤٧٢	٣,٤٧٣
٢٠	٢,٩٥٠	٣,٠٩٧	٣,١٩٠	٣,٢٥٥	٣,٣٠٣	٣,٣٣٩	٣,٣٦٨	٣,٣٩١	٣,٤٠٩	٣,٤٢٤	٣,٤٣٦	٣,٤٤٥	٣,٤٥٣	٣,٤٥٩	٣,٤٦٤	٣,٤٦٧	٣,٤٧٠	٣,٤٧٢
٢٤	٢,٩١٩	٣,٠٦٦	٣,١٦٠	٣,٢٢٦	٣,٢٧٦	٣,٣١٥	٣,٣٤٥	٣,٣٧٠	٣,٣٩٠	٣,٤٠٦	٣,٤٢٠	٣,٤٣٢	٣,٤٤١	٣,٤٤٩	٣,٤٥٦	٣,٤٦١	٣,٤٦٥	٣,٤٦٩
٣٠	٢,٨٨٨	٣,٠٣٥	٣,١٣١	٣,١٩٩	٣,٢٥٠	٣,٢٩٠	٣,٣٢٢	٣,٣٤٩	٣,٣٧١	٣,٣٨٩	٣,٤٠٥	٣,٤١٨	٣,٤٣٠	٣,٤٣٩	٣,٤٤٧	٣,٤٥٤	٣,٤٦٠	٣,٤٦٦
٤٠	٢,٨٥٨	٣,٠٠٦	٣,١٠٢	٣,١٧١	٣,٢٢٤	٣,٢٦٦	٣,٣٠٠	٣,٣٢٨	٣,٣٥٢	٣,٣٧٢	٣,٣٩٠	٣,٤٠٥	٣,٤١٨	٣,٤٢٩	٣,٤٣٩	٣,٤٤٨	٣,٤٥٦	٣,٤٦٣
٦٠	٢,٨٢٩	٢,٩٧٦	٣,٠٧٣	٣,١٤٣	٣,١٩٨	٣,٢٤١	٣,٢٧٧	٣,٣٠٧	٣,٣٣٣	٣,٣٥٥	٣,٣٧٤	٣,٣٩١	٣,٤٠٦	٣,٤١٩	٣,٤٣١	٣,٤٤٢	٣,٤٥١	٣,٤٦٠
١٢٠	٢,٨٠٠	٢,٩٤٧	٣,٠٤٥	٣,١١٨	٣,١٧٢	٣,٢١٧	٣,٢٥٤	٣,٢٨٧	٣,٣١٤	٣,٣٣٧	٣,٣٥٩	٣,٣٧٧	٣,٣٩٤	٣,٤٠٩	٣,٤٢٣	٣,٤٣٥	٣,٤٤٦	٣,٤٥٧
∞	٢,٧٧٢	٢,٩١٨	٣,٠١٧	٣,٠٨٩	٣,١٤٦	٣,١٩٢	٣,٢٣٢	٣,٢٦٥	٣,٢٩٤	٣,٣٢٠	٣,٣٤٣	٣,٣٦٣	٣,٣٨٢	٣,٣٩٩	٣,٤١٤	٣,٤٢٨	٣,٤٤٢	٣,٤٥٤

تابع ملحق (١١) جدول القيم الحرجة للمدى لاختبار دنكن عند مستوى دلالة ٠١,

درجات الحرية	K عدد المتوسطات ٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩
٢	١٤,٠٤																	
٣	٨,٢٦١	٨,٣٢١																
٤	٦,٥١٢	٦,٦٧٧	٦,٧٤٠															
٥	٥,٧٠٢	٥,٨٩٣	٥,٩٨٩	٦,٠٤٠														
٦	٥,٢٤٣	٥,٤٣٩	٥,٥٤٩	٥,٦١٤	٥,٦٥٥													
٧	٤,٩٤٩	٥,١٤٥	٥,٢٦٠	٥,٣٣٤	٥,٣٨٣	٥,٤١٦												
٨	٤,٧٤٦	٤,٩٣٩	٥,٠٥٧	٥,١٣٥	٥,١٨٩	٥,٢٢٧	٥,٢٥٦											
٩	٤,٥٩٦	٤,٧٨٧	٤,٩٠٦	٤,٩٨٦	٥,٠٤٣	٥,٠٨٦	٥,١١٨	٥,١٤٢										
١٠	٤,٤٨٢	٤,٦٧١	٤,٧٩٠	٤,٨٧١	٤,٩٣١	٤,٩٧٥	٥,٠١٠	٥,٠٣٧	٥,٠٥٨									
١١	٤,٣٩٢	٤,٥٧٩	٤,٦٩٧	٤,٧٨٠	٤,٨٤١	٤,٨٨٧	٤,٩٢٤	٤,٩٥٢	٤,٩٧٥	٤,٩٩٤								
١٢	٤,٣٢٠	٤,٥٠٤	٤,٦٢٢	٤,٧٠٦	٤,٧٦٧	٤,٨١٥	٤,٨٥٢	٤,٨٨٢	٤,٩٠٧	٤,٩٢٧	٤,٦٤٤							
١٣	٤,٢٦٠	٤,٤٤٢	٤,٥٦٠	٤,٦٤٤	٤,٧٠٦	٤,٧٥٥	٤,٧٩٣	٤,٨٢٤	٤,٨٥٠	٤,٨٧٢	٤,٨٨٩	٤,٩٠٤						
١٤	٤,٢١٠	٤,٣٩١	٤,٥٠٨	٤,٥٩١	٤,٦٥٤	٤,٧٠٤	٤,٧٤٣	٤,٧٧٥	٤,٨٠٢	٤,٨٢٤	٤,٨٤٣	٤,٨٥٩	٤,٨٧٢					
١٥	٤,١٦٨	٤,٣٤٧	٤,٤٦٣	٤,٥٤٧	٤,٦١٠	٤,٦٦٠	٤,٧٠٠	٤,٧٣٣	٤,٤٩٠	٤,٧٨٣	٤,٨٠٣	٤,٨٢٠	٤,٨٣٤	٤,٨٤٦				
١٦	٤,١٣١	٤,٣٠٩	٤,٤٢٥	٤,٥٠٩	٤,٥٧٢	٤,٦٢٢	٤,٦٦٣	٤,٦٩٦	٤,٧٢٤	٤,٧٤٨	٤,٧٦٨	٤,٧٨٦	٤,٨٠٠	٤,٨١٣	٤,٨٢٥			
١٧	٤,٠٩٩	٤,٢٧٥	٤,٣٩١	٤,٤٧٥	٤,٥٣٩	٤,٥٨٩	٤,٦٣٠	٤,٦٦٤	٤,٦٩٣	٤,٧١٧	٤,٧٣٨	٤,٧٥٦	٤,٧٧١	٤,٧٨٥	٤,٧٩٧	٤,٨٠٧		
١٨	٤,٠٧١	٤,٢٤٦	٤,٣٦٢	٤,٤٤٥	٤,٥٠٩	٤,٥٦٠	٤,٦٠١	٤,٦٣٥	٤,٦٦٤	٤,٦٨٩	٤,٧١١	٤,٧٢٩	٤,٧٤٥	٤,٧٥٩	٤,٧٧٢	٤,٧٨٣	٤,٧٩٣	
١٩	٤,٠٤٦	٤,٢٢٠	٤,٣٣٥	٤,٤١٩	٤,٤٨٣	٤,٥٣٤	٤,٥٧٥	٤,٦١٠	٤,٦٣٩	٤,٦٦٥	٤,٦٨٦	٤,٧٠٥	٤,٧٢٢	٤,٧٣٦	٤,٧٤٩	٤,٧٦١	٤,٧٨٣	٤,٧٨٠
٢٠	٤,٠٢٤	٤,١٩٧	٤,٣١٢	٤,٣٩٥	٤,٤٥٩	٤,٥١٠	٤,٥٥٢	٤,٥٨٧	٤,٦١٧	٤,٦٤٢	٤,٦٦٤	٤,٦٨٤	٤,٧٠١	٤,٧١٦	٤,٧٢٩	٤,٧٤١	٤,٧٥١	٤,٧٦٤
٢٤	٣,٩٥٦	٤,١٢٦	٤,٢٣٩	٤,٣٢٢	٤,٣٨٦	٤,٤٣٧	٤,٤٨٠	٤,٥١٦	٤,٥٤٦	٤,٥٧٢	٤,٥٩٦	٤,٦١٦	٤,٦٣٤	٤,٦٥١	٤,٦٦٥	٤,٦٧٨	٤,٦٩١	٤,٧٠٠
٣٠	٣,٨٨٩	٤,٠٥٦	٤,١٦٨	٤,٢٥٠	٤,٣١٤	٤,٣٦٦	٤,٤٠٩	٤,٤٤٥	٤,٤٧٧	٤,٥٠٤	٤,٥٢٨	٤,٥٥٠	٤,٥٦٩	٤,٥٨٦	٤,٦٠١	٤,٦١٥	٤,٦٢٨	٤,٦٤٠
٤٠	٣,٨٢٥	٣,٩٨٨	٤,٠٩٨	٤,١٨٠	٤,٢٤٤	٤,٢٩٦	٤,٣٣٩	٤,٣٧٦	٤,٤٠٨	٤,٤٣٦	٤,٤٦١	٤,٤٨٣	٤,٥٠٣	٤,٥٢١	٤,٥٣٧	٤,٥٥٣	٤,٥٦٦	٤,٥٧٩
٦٠	٣,٧٦٢	٣,٩٢٢	٤,٠٣١	٤,١١١	٤,١٧٤	٤,٢٢٦	٤,٢٧٠	٤,٣٠٧	٤,٣٤٠	٤,٣٦٨	٤,٣٩٤	٤,٤١٧	٤,٤٣٨	٤,٤٥٦	٤,٤٧٤	٤,٤٩٠	٤,٥٠٤	٤,٥١٨
١٢٠	٣,٧٠٢	٣,٨٥٨	٣,٩٦٥	٤,٠٤٤	٤,١٠٧	٤,١٥٨	٤,٢٠٢	٤,٢٣٩	٤,٢٧٢	٤,٣٠١	٤,٣٢٧	٤,٣٥١	٤,٣٧٢	٤,٣٩٢	٤,٤١٠	٤,٤٢٦	٤,٤٤٢	٤,٤٥٦
∞	٣,٦٤٣	٣,٧٩٦	٣,٩٠٠	٣,٩٧٨	٤,٠٤٠	٤,٠٩١	٤,١٣٥	٤,١٧٢	٤,٢٠٥	٤,٢٣٥	٤,٢٦١	٤,٢٨٥	٤,٣٠٧	٤,٣٢٧	٤,٣٤٥	٤,٣٦٣	٤,٣٧٩	٤,٣٩٤

تابع ملحق (١١) جدول القيم الحرجة للمدى لاختبار دنكن عند مستوى دلالة ٠,٠٥

درجات الحرية	عدد المتوسطات K																	
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩
٢	١٩,٩٣																	
٣	١٠,٥٥	١٠,٦٣																
٤	٧,٩١٦	٨,١٢٦	٨,٢١٠															
٥	٦,٧٥١	٦,٩٨٠	٧,١٠٠	٧,١٦٧														
٦	٦,١٠٥	٦,٣٣٤	٦,٤٦٦	٦,٥٤٧	٦,٦٠٠													
٧	٥,٦٩٩	٥,٩٢٢	٦,٠٥٧	٦,١٤٥	٦,٢٠٧	٦,٢٥٠												
٨	٥,٤٢٠	٥,٦٣٨	٥,٧٧٣	٥,٨٦٤	٥,٩٣٠	٥,٩٧٨	٦,٠١٤											
٩	٥,٢١٨	٥,٤٣٠	٥,٥٦٥	٥,٦٥٧	٥,٧٢٥	٥,٧٧٦	٥,٨١٥	٥,٨٤٦										
١٠	٥,٠٦٥	٥,٢٧٣	٥,٤٠٥	٥,٤٩٨	٥,٥٦٧	٥,٦٢٠	٥,٦٦٢	٥,٦٩٥	٥,٧٢٢									
١١	٤,٩٤٥	٥,١٤٩	٥,٢٨٠	٥,٣٧٢	٥,٤٤٢	٥,٤٩٦	٥,٣٩	٥,٥٧٤	٥,٦٠٣	٥,٦٢٦								
١٢	٤,٨٤٩	٥,٠٤٨	٥,١٧٨	٥,٢٧٠	٥,٣٤١	٥,٣٩٦	٥,٤٣٩	٥,٤٧٥	٥,٥٠٥	٥,٥٣١	٥,٥٥٢							
١٣	٤,٧٧٠	٤,٩٦٦	٥,٠٩٤	٥,١٨٦	٥,٢٥٦	٥,٣١٢	٥,٣٥٦	٥,٣٩٣	٥,٤٣٤	٥,٤٥٠	٥,٤٧٢	٥,٤٩٣						
١٤	٤,٧٠٤	٤,٨٩٧	٥,٠٢٣	٥,١١٦	٥,١٨٥	٥,٢٤١	٥,٢٨٦	٥,٣٢٤	٥,٣٥٥	٥,٣٨٢	٥,٤٠٥	٥,٤٢٥	٥,٤٤٣					
١٥	٤,٦٤٧	٤,٨٣٨	٤,٩٦٤	٥,٠٥٥	٥,١٢٥	٥,١٨١	٥,٢٢٦	٥,٢٦٤	٥,٢٩٧	٥,٣٢٤	٥,٣٤٨	٥,٣٦٨	٥,٣٨٦	٥,٤٠٢				
١٦	٤,٥٩٩	٤,٧٨٧	٤,٩١٢	٥,٠٠٣	٥,٠٧٣	٥,١٢٩	٥,١٧٥	٥,٢١٣	٥,٢٤٥	٥,٢٧٣	٥,٢٩٨	٥,٣١٩	٥,٣٣٨	٥,٣٥٤	٥,٣٦٨			
١٧	٤,٥٥٧	٤,٧٤٤	٤,٨٦٧	٤,٩٥٨	٥,٠٢٧	٥,٠٧٤	٥,١٣٠	٥,١٦٨	٥,٢٠١	٥,٢٢٩	٥,٢٥٤	٥,٢٧٥	٥,٢٩٥	٥,٣١١	٥,٣٢٧	٥,٣٤٠		
١٨	٤,٥٢١	٤,٧٠٥	٤,٨٢٨	٤,٩١٨	٤,٩٨٧	٥,٠٤٣	٥,٠٩٠	٥,١٢٩	٥,١٦٢	٥,١٩٠	٥,٢١٥	٥,٢٣٧	٥,٢٥٦	٥,٢٧٤	٥,٢٨٩	٥,٣٠٣	٥,١٦٣	
١٩	٤,٤٨٨	٤,٦٧١	٤,٧٩٣	٤,٨٨٣	٤,٩٥٢	٥,٠٠٨	٥,٠٥٤	٥,٠٩٣	٥,١٢٧	٥,١٥٦	٥,١٨١	٥,٢٠٣	٥,٢٢٢	٥,٢٤٠	٥,٢٥٦	٥,٢٧٠	٥,٢٧٣	٥,٢٩٥
٢٠	٤,٤٦٠	٤,٦٤١	٤,٧٦٢	٤,٨٥١	٤,٩٢٠	٤,٩٧٦	٥,٠٢٢	٥,٠٦١	٥,٠٩٥	٥,١٢٤	٥,١٥٠	٥,١٧٢	٥,١٩٣	٥,٢١٠	٥,٢٢٦	٥,٢٤١	٥,٢٥٤	٥,٢٦٦
٢٤	٤,٣٧١	٤,٥٤٧	٤,٦٦٦	٤,٧٥٣	٤,٨٢٢	٤,٨٧٧	٤,٩٢٤	٤,٩٦٣	٤,٩٩٧	٥,٠٢٧	٥,٠٥٣	٥,٠٧٦	٥,٠٩٧	٥,١١٦	٥,١٣٣	٥,١٤٨	٥,١٦٢	٥,١٧٥
٣٠	٤,٢٨٥	٤,٤٥٦	٤,٥٧٢	٤,٦٥٨	٤,٧٢٦	٤,٧٨١	٤,٨٢٧	٤,٨٦٧	٤,٩٠١	٤,٩٣١	٤,٩٥٨	٤,٩٨١	٥,٠٠٣	٥,٠٢٢	٥,٠٤٠	٥,٠٥٦	٥,٠٧١	٥,٠٨٥
٤٠	٤,٢٠٢	٤,٣٦٩	٤,٤٨٢	٤,٥٦٦	٤,٦٣٢	٤,٦٨٧	٤,٧٣٣	٤,٧٧٢	٤,٨٠٦	٤,٨٣٧	٤,٨٦٤	٤,٨٨٨	٤,٩١٠	٤,٩٣٠	٤,٩٤٨	٤,٩٦٥	٤,٩٨٠	٤,٩٩٥
٦٠	٤,١٢٢	٤,٢٨٤	٤,٣٩٤	٤,٤٧٦	٤,٥٤١	٤,٥٩٥	٤,٦٤٠	٤,٦٧٩	٤,٧١٣	٤,٧٤٤	٤,٧٧١	٤,٩٧٦	٤,٨١٨	٤,٨٣٨	٤,٨٥٧	٤,٨٧٤	٤,٨٩٠	٤,٩٠٥
١٢٠	٤,٠٤٥	٤,٢٠١	٤,٣٠٨	٤,٣٨٨	٤,٤٥٢	٤,٥٠٥	٤,٥٥٠	٤,٥٨٨	٤,٦٢٢	٤,٦٥٢	٤,٦٧٩	٤,٠٤٧	٤,٧٢٦	٤,٧٤٧	٤,٦٦٧	٤,٧٨٤	٤,٨٠٠	٤,٨١٥
∞	٣,٩٧٠	٤,١٢١	٤,٢٢٥	٤,٣٠٣	٤,٣٦٥	٤,٤١٧	٤,٤٦١	٤,٤٩٩	٤,٥٣٢	٤,٥٦٢	٥,٥٨٩	٤,٦١٤	٤,٦٣٦	٤,٦٥٧	٤,٦٧٦	٤,٦٩٤	٤,٧١٠	٤,٧٢٦

تابع ملحق (١١) جدول القيم الحرجة للمدى لاختبار دنكن عند مستوى دلالة ٠٠١,

درجات الحرية	عدد المتوسطات K																	
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩
٢	٤٤,٦٩																	
٣	١٨,٢٨	١٨,٤٥																
٤	١٢,١٨	١٢,٥٢	١٢,٦٧															
٥	٩,١٤	١٠,٠٥	١٠,٢٤	١٠,٣٥														
٦	٨,٤٢٧	٨,٧٤٣	٨,٩٣٢	٩,٠٥٥	٩,١٣٩													
٧	٧,٦٤٨	٧,٩٤٣	٨,١٢٧	٨,٢٥٢	٨,٣٤٢	٨,٤٠٩												
٨	٧,١٣٠	٧,٤٠٧	٧,٥٨٤	٧,٧٠٨	٧,٧٩٩	٧,٨٦٩	٧,٩٢٤											
٩	٦,٧٦٢	٧,٠٢٤	٧,١٩٥	٧,٣١٦	٧,٤٠٧	٧,٤٧٨	٧,٥٣٥	٧,٥٨٢										
١٠	٦,٤٨٧	٦,٧٣٨	٦,٩٠٢	٧,٠٢١	٧,١١١	٧,١٨٢	٧,٢٤٠	٧,٢٨٧	٧,٣٢٧									
١١	٦,٢٧٥	٦,٥١٦	٦,٦٧٦	٦,٧٩١	٦,٨٨٠	٦,٩٥٠	٧,٠٠٨	٧,٠٥٦	٧,٠٩٧	٧,١٣٢								
١٢	٦,١٠١	٦,٣٤٠	٦,٤٩٤	٦,٦٠٧	٦,٦٩٥	٦,٧٦٥	٦,٨٢٢	٦,٨٧٠	٦,٩١١	٦,٩٤٧	٦,٩٧٨							
١٣	٥,٩٧٠	٦,١٩٥	٦,٣٤٦	٦,٤٥٧	٦,٥٤٣	٦,٦١٢	٦,٦٧٠	٦,٧١٨	٦,٧٥٩	٦,٧٩٥	٦,٨٢٦	٦,٨٥٤						
١٤	٥,٨٥٦	٦,٠٧٥	٦,٢٢٢	٦,٣٣٢	٦,٤١٦	٦,٤٨٥	٦,٥٤٢	٦,٥٩٠	٦,٦٣١	٦,٦٦٧	٦,٦٩٩	٦,٧٢٧	٦,٧٥٢					
١٥	٥,٧٦٠	٥,٩٧٤	٦,١١٩	٦,٢٢٥	٦,٣٠٩	٦,٣٧٧	٦,٤٣٣	٦,٤٨١	٦,٥٢٢	٦,٥٥٨	٦,٥٩٠	٦,٦١٩	٦,٦٤٤	٦,٦٦٦				
١٦	٥,٦٧٨	٥,٨٨٨	٦,٠٣٠	٦,١٣٥	٦,٢١٧	٦,٢٨٤	٦,٣٤٠	٦,٣٨٨	٦,٤٢٩	٦,٤٦٥	٦,٤٩٧	٦,٥٢٥	٦,٥٥١	٦,٥٧٤	٦,٥٩٥			
١٧	٥,٦٠٨	٥,٨١٣	٥,٩٥٣	٦,٠٥٦	٦,١٣٨	٦,٢٠٤	٦,٢٦٠	٦,٣٠٧	٦,٣٤٨	٦,٣٨٤	٦,٤١٦	٦,٤٤٤	٦,٤٧٠	٦,٤٩٣	٦,٥١٤	٦,٥٣٣		
١٨	٥,٥٦٤	٥,٧٤٨	٥,٨٨٦	٥,٩٨٨	٦,٠٦٨	٦,١٣٤	٦,١٨٩	٦,٢٣٦	٦,٢٧٧	٦,٣١٣	٦,٣٤٥	٦,٣٧٣	٦,٣٩٩	٦,٤٢٢	٦,٤٤٣	٦,٤٦٢	٦,٤٨٠	
١٩	٥,٤٩٢	٥,٦٩١	٥,٨٢٦	٥,٩٢٧	٦,٠٠٧	٦,٠٧٢	٦,١٢٧	٦,١٧٤	٦,٢١٤	٦,٢٥٠	٦,٢٨١	٦,٣١٠	٦,٣٣٦	٦,٣٥٩	٦,٣٨٠	٦,٤٠٠	٦,٤١٨	٦,٤٣٤
٢٠	٥,٤٤٤	٥,٦٤٠	٥,٧٧٤	٥,٨٧٣	٥,٩٥٢	٦,١٧	٦,٠٧١	٦,١١٧	٦,١٥٨	٦,١٩٣	٦,٢٢٥	٦,١٥٤	٦,٢٧٩	٦,٣٠٢	٦,٣٢٤	٦,٣٤٤	٦,٣٦٢	٦,٣٧٩
٢٤	٥,٢٩٧	٥,٤٨٤	٥,٦١٢	٥,٧٠٨	٥,٧٨٤	٥,٨٤٦	٥,٨٩٩	٥,٩٤٥	٥,٩٨٤	٦,٠٢٠	٦,٠٥١	٦,٠٧٩	٦,١٠٥	٢,١٢٩	٦,١٥٠	٦,١٧٠	٦,١٨٨	٦,٢٠٥
٣٠	٥,١٥٦	٥,٣٣٥	٥,٤٥٧	٥,٥٤٩	٥,٦٢٢	٥,٦٨٢	٥,٧٣٤	٥,٧٧٨	٥,٨١٧	٥,٨٥١	٥,٨٨٣	٥,٩١٠	٥,٩٣٥	٥,٩٥٨	٥,٩٨٠	٦,٠٠٠	٦,٠١٨	٦,٠٣٦
٤٠	٥,٠٢٢	٥,١٩١	٥,٣٠٨	٥,٣٩٦	٥,٤٦٦	٥,٥٢٤	٥,٥٧٤	٥,٦١٧	٥,٦٥٤	٥,٦٨٨	٥,٧١٨	٥,٧٤٥	٥,٧٧٠	٥,٧٩٣	٥,٨١٤	٥,٨٣٤	٥,٨٥٢	٥,٨٦٩
٦٠	٤,٨٩٤	٥,٠٥٥	٥,١٦٦	٥,٢٤٩	٥,٣١٧	٥,٣٧٢	٥,٤٢٠	٥,٤٦١	٥,٤٩٨	٥,٥٣٠	٥,٥٥٩	٥,٥٨٦	٥,٦١٠	٥,٦٣٢	٥,٦٥٣	٥,٦٧٢	٥,٦٩٠	٥,٧٠٧
١٢٠	٤,٧٧١	٤,٩٢٤	٥,٠٢٩	٥,١٠٩	٥,١٧٣	٥,٢٢٦	٥,٢٧١	٥,٣١١	٥,٣٤٦	٥,٣٧٧	٥,٤٠٥	٥,٤٣١	٥,٤٥٤	٥,٤٧٦	٥,٤٩٦	٥,٥١٥	٥,٥٣٣	٥,٥٤٩
∞	٤,٦٥٤	٤,٧٩٨	٤,٨٩٨	٤,٩٧٤	٥,٠٣٤	٥,٠٨٥	٥,١٢٨	٥,١٦٦	٥,١٩٩	٥,٢٢٩	٥,٢٥٦	٥,٢٨٠	٥,٣٠٣	٥,٣٢٤	٥,٣٤٣	٥,٣٦١	٥,٣٧٨	٥,٣٩٤

ملحق [١٢]

جدول قوة الاختبار الإحصائي بمعلومية
حجم التأثير ومستوى الدلالة

	اختبار ذيل واحد			
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٠٥
	اختبار ذيلين			
القوة	٠,١٠	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,٠١
٠,٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٠,١	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٠,٢	٠,١١	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٠,٣	٠,١٢	٠,٠٦	٠,٠٣	٠,٠١
٠,٤	٠,١٣	٠,٠٧	٠,٠٣	٠,٠١
٠,٥	٠,١٤	٠,٠٨	٠,٠٣	٠,٠٢
٠,٦	٠,١٦	٠,٠٩	٠,٠٤	٠,٠٢
٠,٧	٠,١٨	٠,١١	٠,٠٥	٠,٠٣
٠,٨	٠,٢١	٠,١٢	٠,٠٦	٠,٠٤
٠,٩	٠,٢٣	٠,١٥	٠,٠٨	٠,٠٥
١,٠	٠,٢٦	٠,١٧	٠,٠٩	٠,٠٦
١,١	٠,٣٠	٠,٢٠	٠,١١	٠,٠٧
١,٢	٠,٣٣	٠,٢٢	٠,١٣	٠,٠٨
١,٣	٠,٣٧	٠,٢٦	٠,١٥	٠,١٠
١,٤	٠,٤٠	٠,٢٩	٠,١٨	٠,١٢
١,٥	٠,٤٤	٠,٣٣	٠,٢٠	٠,١٤
١,٦	٠,٤٨	٠,٣٦	٠,٢٣	٠,١٦
١,٧	٠,٥٢	٠,٤٠	٠,٢٧	٠,١٩
١,٨	٠,٥٦	٠,٤٤	٠,٣٠	٠,٢٢
١,٩	٠,٦٠	٠,٤٨	٠,٣٣	٠,٢٥
٢,٠	٠,٦٤	٠,٥٢	٠,٣٧	٠,٢٨
٢,١	٠,٦٨	٠,٥٦	٠,٤١	٠,٣٢
٢,٢	٠,٧١	٠,٥٩	٠,٤٥	٠,٣٥
٢,٣	٠,٧٤	٠,٦٣	٠,٤٩	٠,٣٩
٢,٤	٠,٧٧	٠,٦٧	٠,٥٣	٠,٤٢
٢,٥	٠,٨٠	٠,٧١	٠,٥٧	٠,٤٧
٢,٦	٠,٨٢	٠,٧٤	٠,٦١	٠,٥١
٢,٧	٠,٨٥	٠,٧٧	٠,٦٥	٠,٥٥
٢,٨	٠,٨٨	٠,٨٠	٠,٦٨	٠,٥٩
٢,٩	٠,٩٠	٠,٨٣	٠,٧٢	٠,٦٣
٣,٠	٠,٩١	٠,٨٥	٠,٧٥	٠,٦٦
٣,١	٠,٩٣	٠,٨٧	٠,٧٨	٠,٧٠
٣,٢	٠,٩٤	٠,٨٩	٠,٧١	٠,٧٣
٣,٣	٠,٩٦	٠,٩١	٠,٨٣	٠,٧٧
٣,٤	٠,٩٦	٠,٩٣	٠,٨٦	٠,٨٠
٣,٥	٠,٩٧	٠,٩٤	٠,٨٨	٠,٨٢
٣,٦	٠,٩٧	٠,٩٥	٠,٩٠	٠,٨٥
٣,٧	٠,٩٨	٠,٩٦	٠,٩٢	٠,٨٧
٣,٨	٠,٩٨	٠,٩٧	٠,٩٣	٠,٨٩
٣,٩	٠,٩٩	٠,٩٧	٠,٩٤	٠,٩١
٤,٠	٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٩٥	٠,٩٢
٤,١	٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٩٦	٠,٩٤
٤,٢	٠,٩٩	٠,٩٩	٠,٩٧	٠,٩٥
٤,٣	× ×	٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٩٦
٤,٤		٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٩٧
٤,٥		٠,٩٩	٠,٩٩	٠,٩٧
٤,٦		× ×	٠,٩٩	٠,٩٨
٤,٧			٠,٩٩	٠,٩٨
٤,٨			٠,٩٩	٠,٩٩
٤,٩			٠,٩٩	٠,٩٩
٥,٠			× ×	٠,٩٩
٥,١				٠,٩٩
٥,٢				× ×

ملحق [١٣]

جدول حجم التأثير بمعلومية مستوى الدلالة
وقوة الاختبار الإحصائي

	اختبار ذيل واحد			
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٠٥
	اختبار ذيلين			
القوة	٠,١٠	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,٠١
٠,٢٥	٠,٩٧	١,٢٩	١,٦٥	١,٩٠
٠,٥٠	١,٦٤	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨
٠,٦٠	١,٩٠	٢,٢١	٢,٥٨	٢,٨٣
٠,٦٧	٢,٠٨	٢,٣٩	٢,٧٦	٣,٠١
٠,٧٠	٢,١٧	٢,٤٨	٢,٨٥	٣,١٠
٠,٧٥	٢,٣٢	٢,٦٣	٣,١١	٣,٢٥
٠,٨٠	٢,٤٩	٢,٨٠	٣,١٧	٣,٤٢
٠,٨٥	٢,٦٨	٣,٠٠	٣,٣٦	٣,٦١
٠,٩٠	٢,٩٣	٣,٢٤	٣,٦١	٣,٨٦
٠,٩٥	٤,٢٩	٣,٦٠	٣,٩٧	٤,٢٢
٠,٩٩	٣,٩٧	٤,٢٩	٤,٦٥	٤,٩٠
٠,٩٩٩	٤,٣٧	٥,٠٥	٥,٤٢	٥,٦٧

ملحق (١٤) جدول القيم الحرجة لاختبار (ف) عند مستوى ٠,٥

د١ = درجات الحرية للبسط

د٢ = درجات الحرية للمقام

د.ح	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	١٩,٠	١٩,٢	١٩,٢	١٩,٣	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	١٨,٥
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	٨,٥٩	٨,٥٩	٨,٥٧	٨,٥٥	٨,٥٣
٤	٧,٧١	٦,٩٤	٦,٥٩	٦,٣٩	٦,٢٦	٦,١٦	٦,٠٩	٦,٠٠	٦,٠٠	٥,٩٦	٥,٩١	٥,٨٦	٥,٨٠	٥,٧٧	٥,٧٢	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	٤,٤٦	٤,٤٦	٤,٣٤	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	٣,٧٧	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	٣,٣٤	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	٣,٠٤	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	٢,٨٣	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	٢,٦٦	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	٢,٥٣	٢,٥٣	٢,٤٩	٢,٤٥	٢,٤٠
١٢	٤,٧٥	٣,٩٨	٣,٤٩	٣,٢٦	٣,١١	٣,٠٠	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٨٠	٢,٧٥	٢,٦٩	٢,٦٢	٢,٥٤	٢,٥١	٢,٤٣	٢,٤٣	٢,٣٨	٢,٣٤	٢,٣٠
١٣	٤,٦٧	٣,٨١	٣,٤١	٣,١٨	٣,٠٣	٢,٩٢	٢,٨٣	٢,٧٧	٢,٧١	٢,٦٧	٢,٦٠	٢,٥٣	٢,٤٦	٢,٤٢	٢,٣٤	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	٢,٢٧	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	٢,٢٠	٢,٢٠	٢,١٦	٢,١١	٢,٠٧
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	٢,١٥	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	٢,١٠	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	٢,٠٦	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	٢,٠٣	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	١,٩٩	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	١,٩٦	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	١,٩٤	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	١,٩١	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	١,٨٩	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	١,٨٧	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	١,٧٩	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	١,٦٩	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	١,٥٩	١,٥٩	١,٥٣	١,٤٧	١,٣٩
١٢٠	٣,٩٢	٣,٠٨	٢,٦٨	٢,٤٥	٢,٢٩	٢,١٨	٢,٠٩	٢,٠٢	١,٩٦	١,٩١	١,٨٣	١,٧٥	١,٦٦	١,٦١	١,٥٠	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	١,٣٩	١,٣٩	١,٣٢	١,٢٢	١,٠٠

تابع ملحق [١٤]:

جدول القيم الحرجة لاختبار (ف) عند مستوى دلالة 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	٩٩٩٤	٥٤,٣	٥٦٢٥	٥٧٦٤	٥٨٥٩	٥٩٢٨	٥٩٨١	٦٠,٥٦	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	٧,٤٦٠	٧,٤٦٠	٧,١٩١	٦,٩٩٣	٦,٨٤٠	٦,٦٢٠	٦,٤٦٩	٦,٠٧٤	٥,٦٥٠
٨	١١,٢٦	٨,٦٤٩	٧,٥٩١	٦,٦٣٢	٦,٦٣٢	٦,٣٧١	٦,١٧٨	٦,٠٢٩	٥,٨١٤	٥,٦٦٧	٥,٢٧٩	٤,٨٥٩
٩	١٠,٥٦	٨,٠٢٢	٦,٩٩٢	٦,٠٥٧	٦,٠٥٧	٥,٨٠٢	٥,٦١٣	٥,٤٦٧	٥,٢٥٧	٥,١١١	٤,٧٢٩	٤,٣١١
١٠	١٠,٠٤	٧,٥٥٩	٦,٥٥٢	٥,٦٣٦	٥,٦٣٦	٥,٣٨٦	٥,٢٠٠	٥,٠٥٧	٤,٨٤٩	٤,٧٠٦	٤,٣٢٧	٣,٩٠٩
١١	٩,٦٤٦	٧,٢٠٦	٦,٢١٧	٥,٣١٦	٥,٣١٦	٥,٠٦٩	٤,٨٨٦	٤,٧٤٤	٤,٥٣٩	٤,٣٩٧	٤,٠٢١	٣,٦٠٢
١٢	٩,٣٣٠	٦,٩٢٧	٥,٩٥٣	٥,٠٦٤	٥,٠٦٤	٤,٨٢١	٤,٦٤٠	٤,٤٩٩	٤,٢٩٦	٤,١٥٥	٣,٧٨٠	٣,٣٦١
١٣	٩,٠٧٤	٦,٧٠١	٥,٧٣٩	٤,٨٦٢	٤,٨٦٢	٤,٦٢٠	٤,٤٤١	٤,٣٠٢	٤,١٠٠	٣,٩٦٠	٣,٥٨٧	٣,١٦٥
١٤	٨,٧٦٢	٦,٥١٥	٥,٥٦٤	٤,٦٩٥	٤,٦٩٥	٤,٤٥٦	٤,٢٧٨	٤,١٤٠	٣,٩٣٩	٣,٨٠٠	٣,٤٢٧	٣,٠٠٤
١٥	٨,٦٨٣	٦,٣٥٩	٥,٤١٧	٤,٥٥٦	٤,٥٥٦	٤,٣١٨	٤,١٤٢	٤,٠٠٤	٣,٨٠٥	٣,٦٦٦	٣,٢٩٤	٢,٨٦٨
١٦	٨,٥٣١	٦,٢٢٦	٥,٢٩٢	٤,٤٣٧	٤,٤٣٧	٤,٢٠٢	٤,٠٢٦	٣,٨٩٠	٣,٦٩١	٣,٥٥٣	٣,١٨١	٢,٧٥٣
١٧	٨,٤٠٠	٦,١١٢	٥,١٨٥	٤,٣٣٦	٤,٣٣٦	٤,١٠٢	٣,٩٢٧	٣,٧٩١	٣,٥٩٣	٣,٤٥٥	٣,٠٨٤	٢,٦٥٣
١٨	٨,٢٨٥	٦,٠١٣	٥,٠٩٢	٤,٢٤٨	٤,٢٤٨	٤,٠١٥	٣,٨٤١	٣,٧٠٥	٣,٥٠٨	٣,٣٧١	٢,٩٩٩	٢,٥٦٦
١٩	٨,١٨٥	٥,٩٢٦	٥,٠١٠	٤,١٧١	٤,١٧١	٥,٩٣٩	٥,٧٦٥	٣,٦٣١	٣,٤٣٤	٣,٢٩٧	٢,٩٢٥	٢,٤٨٩
٢٠	٨,٠٩٦	٥,٨٤٩	٤,٩٣٨	٤,١٠٣	٤,١٠٣	٣,٨٧١	٣,٦٩٩	٣,٥٦٤	٣,٣٦٨	٣,٢٣١	٢,٨٥٩	٢,٤٢١
٢١	٨,٠١٧	٥,٧٨٠	٤,٨٧٤	٤,٠٤٢	٤,٠٤٢	٣,٨١٢	٣,٦٤٠	٣,٥٠٦	٣,٣١٠	٣,١٧٣	٢,٨٠١	٢,٣٦٠
٢٢	٧,٩٤٥	٥,٧١٩	٤,٨١٧	٣,٩٨٨	٣,٩٨٨	٣,٧٥٨	٣,٥٨٧	٣,٤٥٣	٣,٢٥٨	٣,١٢١	٢,٧٤٩	٢,٣٠٥
٢٣	٧,٨٨٤	٥,٦٦٤	٤,٧٦٥	٣,٩٣٩	٣,٩٣٩	٣,٧١٠	٣,٥٣٩	٣,٤٠٦	٣,٢١١	٣,٠٧٤	٢,٧٠٢	٢,٢٥٦
٢٤	٧,٨٢٣	٥,٦١٤	٤,٧١٨	٣,٨٩٥	٣,٨٩٥	٣,٦٦٧	٣,٤٩٦	٣,٣٦٣	٣,١٦٨	٣,٠٣٢	٢,٦٥٩	٢,٢١١
٢٥	٧,٧٧٠	٥,٥٦٨	٤,٦٧٥	٣,٨٥٥	٣,٨٥٥	٣,٦٢٧	٣,٤٥٧	٣,٣٢٤	٣,١٢٩	٢,٩٩٣	٢,٦٢٠	٢,١٦٩
٢٦	٧,٧٢١	٥,٥٢٦	٤,٦٣٧	٣,٨١٨	٣,٨١٨	٣,٥٩١	٣,٤٢١	٣,٢٨٨	٣,٠٩٤	٢,٩٥٨	٢,٥٨٥	٢,١٣١
٢٧	٧,٦٧٧	٥,٤٨٨	٤,٦٠١	٣,٧٨٥	٣,٧٨٥	٣,٥٥٨	٣,٣٨٨	٣,٢٥٦	٣,٠٦٢	٢,٩٢٦	٢,٥٥٢	٢,٠٩٧
٢٨	٧,٦٣٦	٥,٤٥٣	٤,٥٦٨	٣,٧٥٤	٣,٧٥٤	٣,٥٢٨	٣,٣٥٨	٣,٢٢٦	٣,٠٣٢	٢,٨٩٦	٢,٥٢٢	٢,٠٦٤
٢٩	٧,٥٩٨	٥,٤٢٠	٤,٥٣٨	٣,٧٢٥	٣,٧٢٥	٣,٤٩٩	٣,٣٣٠	٣,١٩٨	٣,٠٠٥	٢,٨٦٨	٢,٤٩٥	٢,٠٣٤
٣٠	٧,٥٦٢	٥,٣٩٠	٤,٥١٠	٣,٦٩٩	٣,٦٩٩	٣,٤٧٣	٣,٣٠٤	٣,١٧٣	٢,٩٧٩	٢,٨٤٣	٢,٤٦٩	٢,٠٠٦
٣٢	٧,٤٩٩	٥,٣٣٦	٤,٤٥٩	٣,٦٥٢	٣,٦٥٢	٣,٤٢٧	٣,٢٥٨	٣,١٢٧	٢,٩٣٤	٢,٧٩٨	٢,٤٢٣	١,٩٥٦
٣٤	٧,٤٤٤	٥,٢٨٩	٤,٤١٦	٣,٦١١	٣,٦١١	٣,٣٨٦	٣,٢١٨	٣,٠٨٧	٢,٨٩٤	٢,٧٥٨	٢,٣٨٢	١,٩١١
٣٦	٧,٣٩٦	٥,٢٤٨	٤,٣٧٧	٣,٥٧٤	٣,٥٧٤	٣,٣٥١	٣,١٨٣	٣,٠٥٢	٢,٨٥٩	٢,٧٢٣	٢,٣٤٨	١,٨٧٢
٣٨	٧,٣٥٣	٥,٢١١	٤,٣٤٣	٣,٥٤٢	٣,٥٤٢	٣,٣١٩	٣,١٥٢	٣,٠٢١	٢,٨٢٨	٢,٦٩٢	٢,٣١٦	١,٨٣٧
٤٠	٧,٣١٤	٥,١٧٩	٤,٣١٣	٣,٥١٤	٣,٥١٤	٣,٢٩١	٣,١٢٤	٢,٩٩٣	٢,٨٠١	٢,٦٦٥	٢,٢٨٨	١,٨٠٥
٦٠	٧,٠٧٧	٤,٩٧٧	٤,١٢٦	٣,٣٣٩	٣,٣٣٩	٣,١١٩	٢,٩٥٣	٢,٨٢٣	٢,٦٣٢	٢,٤٩٦	٢,١١٥	١,٦٠١
١٢٠	٦,٨٥١	٤,٧٨٧	٣,٩٤٩	٣,١٧٤	٣,١٧٤	٢,٩٥٦	٢,٧٩٢	٢,٦٦٣	٢,٤٧٢	٢,٣٣٦	١,٩٥٠	١,٣٨١
∞	٦,٦٣٥	٤,٦٠٥	٣,٧٨٢	٣,٠١٧	٣,٠١٧	٢,٨٠٢	٢,٦٣٩	٢,٥١١	٢,٣٢١	٢,١٨٥	١,٧٩١	١,٠٠٠

ملحق (١٥) المعاملات الحرجة S للطريقة المختصرة

لإجراء الاختبار على مستوى ٥٪

حجم العينة ن	عدد العينات : ل								
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
٢	٣ر٤٣	٣ر٣٧	١ر٧٨	١ر٤٠	١ر١٦	١ر٠٠	٠ر٨٧	٠ر٧٨	٠ر٧٠
٣	١ر٩١	١ر٤٤	١ر١٣	٠ر٩٤	٠ر٨٠	٠ر٧٠	٠ر٦٢	٠ر٥٦	٠ر٥١
٤	١ر٦٣	١ر٢٥	١ر٠١	٠ر٨٤	٠ر٧٢	٠ر٦٣	٠ر٥٧	٠ر٥١	٠ر٤٧
٥	١ر٥٣	١ر١٩	٠ر٩٦	٠ر٨١	ر٧٠	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٥
٦	١ر٥٠	١ر١٨	٠ر٩٥	٠ر٨٠	٠ر٦٩	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٤٩	٠ر٤٥
٧	١ر٤٩	١ر١٧	٠ر٩٥	٠ر٨١	٠ر٦٩	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٥
٨	١ر٤٩	١ر١٧	٠ر٩٦	٠ر٨٠	٠ر٧٠	٠ر٦٢	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٦
٩	١ر٥٠	١ر١٨	٠ر٩٧	٠ر٨٢	٠ر٧١	٠ر٦٢	٠ر٥٦	٠ر٥١	٠ر٤٧
١٠	١ر٥٢	١ر٢٠	٠ر٩٨	٠ر٨٣	٠ر٧٢	٠ر٦٣	٠ر٥٧	٠ر٥٢	٠ر٤٧

المراجـــع

المراجــــع العربيــة

أحمد عودة وخليل الخليلى (١٩٨٨) : الإحصاء للباحث فى التربية والعلوم الإنسانية . عمان : دار الفكر للنشر والتوزيع .

رجاء أبو علام (٢٠٠٤) : مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربوية ، القاهرة : دار النشر للجامعات .

دوجلاس ماكلنتوش (١٩٧٧) : الإحصاء للمعلمين . ترجمة إبراهيم عميرة . القاهرة: دار المعارف .

زكريا الشربيلى (١٩٩٠) : الإحصاء اللابارامترى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

زكريا الشربيلى (١٩٩٥) : الإحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

زكريا الشربيلى (٢٠٠٣) : الإحصاء اللابارامترى مع استخدام SPSS فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية، القاهرة : الأنجلو المصرية .

صلاح الدين علام (١٩٩٣) : الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية فى تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية . القاهرة : دار الفكر العربى .

صلاح مراد (٢٠٠٠) : الأساليب الإحصائية فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .

عبد الرحمن عدس (١٩٨١) : مبادىء الإحصاء فى التربية وعلم النفس . عمان : مكتبة الأقصى .

فؤاد أبو حطب وآمال صادق (١٩٩١) : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . القاهرة : الأنجلو المصرية .

فؤاد البهى السيد (١٩٧٨) : علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى . القاهرة : دار الفكر العربى .

محمد عبد السلام (٢٠٠٢) : الاتجاهات الحديثة فى دراسة فعالية الذات ، المجلة

المصرية للدراسات النفسية ، العدد ٣٦ ، ص ص ٨٩ – ١٤٤ .

ملى بدوى (٢٠٠١) : أثر برنامج تدريبى فى الكفاءة الأكاديمية للطلاب على فاعلية الذات ، المجلة المصرية للدراسات النفسية ، العدد ٢٩ ، ص ص ١٥١ – ٢٠٠ .

المراجـــــع الأجنبيـة

Alexander S. and Fred, L. (1998): Self-Efficacy and work-Related performance: A Meta Analysis. J. Applied Psychology, Vol. 124, No. 2, pp. 240-261.

Baker, R. and Dwyer, F. (2000): A meta-analytic assessment of the effects of visualized instruction. Paper presented at 2000 Feb AECT National Convention long Beach, CA.

Bandura, A. (1989) : Regulation of cognitive processes through perceived self- Efficacy. Developmental Psychology, Vol. 25, No.5, pp. 729-735.

Bandura, A. (1997) : Self-Efficacy : The exercise of control. New York: Freeman.

Benz, S. et al. (1992): Personal Teaching Efficacy: Development relation ship in education J. Educational Research. Vol. 85, No. 5, pp. 274.

Bong, M. (2004) : Academic motiviation in Self-Efficacy, Task value, Achievement goal orientation, and attributional beliefs. J. Educational Research, Vol. 97, No. 6, pp. 287-297.

Borg, W. and Gall, M. (1979) : Educational Research. New York: Longman.

Broota, K. (1989) : Experimental Design in Behavioural Research. New York: John Wiley and Sons.

Campbell, D. and Stanley, j. (1966) : Experimental and Quasi - Experimental Designs for Research. Chicago: Rand Mc Nally College Publishing Company.

Cohen, J. (1977) : Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. New York: Academic Press.

Cohen, J. (1988) : Statistical Power Analysis. Hillsdale, New Jersey: Eribaum.

Collyer, C. and Enns, J. (1986) : Analysis of Variance : The Basic Designs. Chicago: Nelson - Hall.

Cohen, J. (1988): Statistical power analysis for the behavioral sciences. N.J: Eribaum.

Carson, K., Schriesheim, C. and Kinicki, A. (1990) : The use fulness of the fall- safe statistic in Meta - Analysis, Educational and Psychological Measurement, Vol. 50, No. 2, pp. 233-243.

Cozzarelli, C. (1993) : Personality and Self-Efficacy as pedictors of coping with abortion. J. Personality and Social Psychology. Vol. 65, No. 6, pp. 1224-1236.

Conyer, L. (1998) : Applying self-efficacy theory to counseling college students with disabilities. J. Applied Rehabilitation Counseling, vol. 29, No. 1, pp. 25-30.

Dyer, J (1979) : Understanding and Evaluating Educational Research. Massachusets: Addison - Wesley Publishing Company.

Drowns, R. (1986) : Review of development in Meta-Analytic method. Psychological Bulletin, vol. 99, No. 3, pp. 388-399

Elliot, J. (1991): Action Research for Educational Change. Philadelphia: Open University Press.

Ferguson, G and Takane, Y. (1989): Statistical Analysis in Psychology and Education. New York: Mc Graw - Hill Pubhlishing Co.

Finn., K. and Frone, M. (2004) : Academic performance and cheating: Moderating role of school identification and self-efficacy .J. Educational Research . Vol 97. No 3 pp. 115-121.

Gay, L (1980) : Educational Research: Competencies for Analysis and Application. Columbus: Charles Merrill Publishing Company.

Gaskill, P. and Murphy, K. (2004) : Effects of a memory strategy on second graders performance and Self-Efficacy. Contemporary Educational Psychology, Vol. 29, No. 1, pp. 27-49.

Glass, G., McGaw, B. and Smith, M. (1981): Meta-Analysis in social research. London: SAGE.

Glass, G. and Hopkins, K. (1984) : Statistical Methods in Education and Research. New Jersey: Presey: Prentice - Hall, Inc.

Guilford, J. and Fruchter, B (1978): Fundamental Statistics in Psychology and Education. Tokyo: Mc Graw - Hill, Inc.

Hadges, L., Cooper, H. and Bushman, B (1993) : Testing the null hypothesis in Meta-Analysis: A comparison of combined probability and confidence interval procedures. Psychological Bulletin, vol. Ill, No. 1,pp. 188- 194.

Harrison, A. et al. (1997): Testing the self-efficacy performance linkage of social-cognitive theory. J. Social Psychology. Vol. 137, No.1, pp. 79- 87.

Hays, W (1981): Statistics, New York: Holt, Rinhart and Winston.

Hersen, M and Barlow, D. (1976): Single - Case Experimental Designs. Strategies for Studying Behaviour Change New York: Pergamon Press.

Howell, D. (1987): Statistical Methods for psychology. Boston: P W S -Kent

Issae, S and Michael, W. (1981): Hand Book in Research and Evaluation. San Diego: Calif, Edits Publishers.

Hunter, J. and Schmidt. F. (2004): Methods of Meta-Analysis. Correcting error and bais in research findings. London. SAGE publications Ltd.

Kerlinger, F. (1986) : Foundations of Behavioral Research. New York: Holt, Rinehart and Winston.

Kiess, H. (1989) : Statistical concepts for the behavioural sciences. Boston: Allyn and Bacon.

Kirk, R. (1982) : Experimental Design: Procedures for the Behavioral Sciences. California: Brooks/ Cole publishing Company.

Krueger, A. and Diskson, A. (1993) : Perceived Self-Efficacy and perceptions of opportunity and theart. Psychological R port.Vol.72.pp. 1235- 1240.

Lehman, I. and mehrens, W (1979): Educational Research; Reading in Focus, new York: Holt, Rinchart and Winston.

Lehman, R. (1991): Statistics and Research Design in the behavioral Sciences. California; Wadsworth, Inc.

Lipsey, M. and Wilson, D. (2001) : Practical Meta-Analysis (Applied Social Research Methods). California : SAGE publications, Inc.

Lipsey, M. and Wilson, D. (2001): practical meta-analysis (Applied social Research Methods series, 49).

Maddux, J. and Meier, L. (1995); Self-Efficacy and depression. New york: Plenum Press.

Marascuio, L and Serlin, R. (1988) : Statistical methods for the Social and Behavioral Sciences. New York: Freeman.

Marascuilo, L (1971) : Statistical Methods for Behavioral Science Research, New York: Mc Graw - Hill.

Melchert, T. et al. (1996) : Testing Models of counselor. Development with measure of counseling Self-Efficacy. J. Counseling and Development. Vol. 74, pp. 640-644.

Mc Call, R (1970) : Fundamental Statistics for psychology. New york: Harcourt, brace and World, Inc.

Mc Millan, J. and Schumacher, S. (1989) : Research in Education : A Conceptual Introduction. Glenview, 111. : Scott, Forceman and Company.

Multon, K., Brown, S. and Lent, R. (1991) : Relation of Self- Efficacy Beliefs to Academic outcomes: A Meta-Analytic Investigation J. Counseling Psychology, Vol. 38, No. 1, pp. 30-38.

Myers, A. (1980) : Experimental Psychology. New York: D. Van Nostrand Co.

Myers, J. (1979) : Fundamentals of Experimental Design. Boston: Al-lyn and Bacon, Inc.

Neill, J. (2004) : Why use effect size instea of significant teaching in program evaluation? [online] available: www.wilderd.om.com/effectsizes.html.

Nie, et al. (1989) : Statistical Package for Social Sciences (SPSS). New York: Me Graw - Hill Book Company.

Noortgate, W. and Patrick, 0. (2003): Multilevel Meta-Analysis: A comparison with traditional Meta-Analytical procedures. Educational and Psychological Measurement, Vol. 63, No. 5, pp. 765-790.

Rosenthal, R. (2000): Contrasts and effect sizes in behavioral research: A correctional approach. U.K: Cambridge University Press.

Scheffe, H. (1959) : The Analysis of Variance. New York: John Weley and Sons. Inc.

Scott, M. and Rishard, D. (2002): Combiring effect sizes across different factorial designs: A perspective based on generalizability theory. Canada: paper presented at the 17th Annual. Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology.

Stine, W (1989) : Meaningful Inference : The Role of Measurement in Statistics. Psychological Bulletin, 103, pp. 147 - 155 .

Tatsoka, (2004): Meta-Analysis and effect size. [online] available :www.seamonkey. ed. asu.edu/alex/teaching/ wbl/es. html.

Thalheimer, W. and Cook, S. (2002): How to calculate effect sizes from published research articles: A simplified methodaty [online] available: www. work-learning, com/ effect sizes.html.

Tuckman, B. (1978) : Conducting Educational Research. New York: Harcourt Brace Jovan ovich, Inc.

Pajares, F. (1996) : Self-Efficacy in academic settings. Review of Educational Research, Vol. 66, No. 4, pp. 543-578.

Panicker, S. (1999): Statistical methods in psychology journals guidelines and explanations. J. American psychologist Association, Vol. 54, No. 8, pp. 594-604.

Petitti, D. (2000) : Meta-Analysis, Decision analysis and cost-effectiveness analysis: Methods for Quantitative synthesis in medicine. New York: Oxford University Press, Inc.

Varan, C. and Sanchez, J. (1998): Moderator search in Meta-Analysis: A review and cautionary note on existing approaches. Educational and Psychological Measurement, Vol. 58, No.I, pp. 77-87.

Wileox, R. (1987): New Designs in Analysis of Variance. Annual Review of psychology, 38,pp. 29 - 60.

Winer, B. (1971) : Statistical principles in Experimental Design. 2d ed. New York: Mc Graw - Hill Book Company.

الإحصاء وتصميم التجارب

دكتور زكريا أحمد الشربينى

- حصل على البكالوريوس عام ١٩٧٢، عين معيدا ثم مدرسا مساعدا بكلية البنات جامعة عين شمس حتى عام ١٩٨٠م . عين مدرسا بكلية البنات جامعة عين شمس عام ١٩٨١م . عين أستاذا مساعدا بكلية البنات جامعة عين شمس حتى عام ١٩٩٠م . عمل أستاذا مشاركا ثم أستاذا بكلية التربية جامعة الملك سعود بالرياض حتى عام ١٩٩٧. يعمل حاليا أستاذا بجامعة الإمارات العربية المتحدة ومديرا لمركز الانتساب الموجه..
- عضو جمعية علم النفس الأمريكية (APA) والجمعية المصرية لعلم النفس والجمعية السعودية (جستن) ، وعضو المجلس العلمى بأكاديمية نايف العربية للعلوم الأمنية سابقا.
- له مؤلفات فى مجالات الإحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى والإحصاء اللابارامترى والإحصاء وتصميم التجارب والتقويم والتنشئة الاجتماعية للأطفال وتصميم برامجهم العلمية والرياضية والتربوية والمستويات الاقتصادية والاجتماعية والثقافية فى العلوم الإنسانية والمشكلات النفسية عند الأطفال وسيكولوجية الطفولة وعلم نفس الأسرة.
- له العديد من البحوث فى مجالات المفاهيم ونموها عند الأطفال وتصميم برامجهم وعلاقتها بنواحى شخصياتهم ، والذكاء ومفهوم الذات ووجهة الضبط والاندفاعية لدى الأطفال ، وفصائل الدم وأبعاد الشخصية والإنجاز وحب الاستطلاع وسلوك التخريب عند الأطفال . وخصائص معلمات الأطفال ، وكذا بحوث فى مجالى اختيار فقرات الاختبارات وصدق وثبات الاختبارات والمقاييس . كما أن له نموذجا إحصائيا للكشف عن صدق الاختبارات ونموذجا إحصائيا آخر للكشف عن صلاحية البنود .
- أشرف وناقش العديد من الرسائل العلمية للماجستير والدكتوراه وشارك فى ندوات ومؤتمرات بجامعات مختلفة.

مكتبة الأنجلو المصرية
THE ANGLO-EGYPTIAN BOOKSHOP
The World of Words & Thoughts