الفصل العاشر

الفرضيات Hypotheses

(ماهيتها- اختبارها)

ويشتمل على النقاط التالية:

- الفرضيات (أنواعها - طرائق اختبارها - الأخطاء المتعلقة بها).
- أنواع اختبارات الدلالة.
- أولاً: الاختبار التائي « ت »
- ثانياً: اختبار مربع كاي « كا^2 »
- ثالثاً: تحليل التباين ANOVA

الفصل العاشر

الفرضيات Hypotheses

(ماهيتها- اختبارها)

مقدمة:

يحاول الباحث في الدراسات المسحية والوصفية وصف الظاهرة ما للتعرف على خصائص المجتمع الذي تناولته دراسته، وأحياناً يحاول الباحث عقد مقارنات مثل أداء مجموعتين من الأفراد لمعرفة ما إذا كانت هناك فروق جوهرية بين المجموعتين نتيجة لتعرض إحداهما لمعالجة ما والأخرى لم تتعرض لمثل هذه المعالجة، فعلى سبيل المثال إذا كان لطريقة التدريس أثر على التحصيل لدى تلاميذ الصف الأول الابتدائي فإن عينة الأفراد الذين درسوا بالطريقة الجديدة يجب أن يظهروا أداء أفضل من أداء المجتمع الذي لم يدرس بالطريقة الجديدة، والفرق بين أداء العينة المجتمع يشير إلى أن طريقة التدريس الجديدة فعّالة ولها تأثير على تحصيل تلاميذ الصف الأول الابتدائي، ولكن أداء أفراد العينة متدني بالمقارنة مع أداء المجتمع فإننا قد تقترح أن لا نستخدم هذه الطريقة في التدريس، وعدم وجود فرق بين العينة التي درست بالطريقة الجديدة والمجتمع قد يزودنا بمعلومات متنوعة، فقد تكون الطريقة ليس لها تأثير أو ربما لها تأثير لكنه لم يظهر في هذه الدراسة.

إن البحث عادة ما يكون مصمم للإجابة عن سؤال محدد وذلك كما في مثالنا السابق هل استخدام طريقة المناقشة في التدريس تؤدي إلى زيادة في التحصيل المدرسي؟ إن الإجابة على هذا السؤال يدعى بالفرضية، وهناك فرضيات متعلقة بمتوسط أو متوسطين أو أكثر، وفرضيات متعلقة بنسبة مئوية أو معاملات ارتباط بين متغيرين أو أكثر.

أنواع الفرضيات:

يمكن تقسيم الفرضيات إلى قسمين هما:

1-الفرضية الصفرية **Null Hypothesis:**

هي الفرضية التي تشير على عدم وجود فروق بين المجموعات إذ إن متوسط مجتمع ما على ظاهرة يساوي قيمة محددة، كأن تقول بأن متوسط درجات طلبة المرحلة المتوسطة في مادة الرياضيات يساوي (85) أو أن متوسط درجات الطلاب يساوي متوسط درجات الطالبات، ويرمز لها بالرمز Ho وتكتب إحصائياً على الشكل الآتي $H_o: \mu_1 = \mu_2$:

حيث:

μ_1 = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

μ_2 = المتوسط الحسابي للمجوعة الثانية.

مثال:

أراد باحث دراسة أثر إستراتيجية التفكير بصوت مرتفع في تحصيل طلاب الصف الثاني المتوسط في مادة الرياضيات، لذا فإنه يمكن كتابة الفرضية الصفرية كما يأتي:

لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (0,05) بين متوسط درجات طلاب المجموعة التجريبية التي درست بإستراتيجية التفكر بصوت مرتفع ومتوسط درجات طلاب المجموعة الضابطة التي درست بالطريقة التقليدية في تحصيل مادة الرياضيات.

وبالرموز: $H_o: \mu_1 = \mu_2$

حيث:

μ_1 = المتوسط الحسابي لدرجات طلاب المجموعة التجريبية التي درست بإستراتيجية التفكر بصوت مرتفع.

μ_2 = المتوسط الحسابي لدرجات طلاب المجموعة الضابطة التي درست بالطريقة التقليدية.

وتعني الفرضية الصفرية أن تحصيل الطلاب الذين درسوا بإستراتيجية التفكير بصوت مرتفع مساوٍ لتحصيل الطلاب الذين تعلموا دون استخدام إستراتيجية التفكير بصوت مرتفع.

2- الفرضية البديلة أو البحثية **Alternative or Research Hypothesis:**

يشير هذا النوع من الفرضيات إلى التنبؤ بالنتائج، إذ يفترض الباحث أن هناك فروقاً بين المجموعات الداخلة في المقارنة، فهي تتعارض مع الفرضية الصفرية التي يسعى الباحث إلى قبولها في حالة رفض الفرضية الصفرية، ويرمز لها بالرمز H_1؛ وتقسم الفرضيات البديلة إلى قسمين:

أ - الفرضية البديلة عديمة الاتجاه **Non -Directional Hypothesis:**

أي أن الفرضية غير متجهة (ذات طرفين) ويشير الباحث في هذا النوع من الفرضيات إلى وجود فروق بين متوسط مجموعتين أو أكثر ولكن لا يحدد اتجاه هذه الفروق أي لصالح متوسط المجموعة الأولى أو متوسط المجموعة الثانية، وتكتب بالصيغة الآتية $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$.

مثال: إذا كانت الفرضية البديلة على الشكل الآتي:

يوجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (0,05) بين متوسط درجات الطلاب ومتوسط درجات الطالبات.

وعلى هذا فإن هذه الفرضية تؤكد وجود فروق لكنها لم تحدد هل هذه الفروق لصالح الطلاب أو لصالح الطالبات؛ لذا سُميت فرضية غير متجهة.

ب- الفرضية البديلة المتجهة **Directional Hypothesis:**

أي أن الفرضية متجهة (ذات طرف احد)، ويشير الباحث في هذه الفرضية إلى وجود فروق مثلاً بين المجموعات لصالح مجموعة دون مجموعة أخرى، وتكتب بإحدى الصيغتين الآتيتين:

$$H_1: \mu_1 > \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 < \mu_2$$

مثال:

إن متوسط تحصيل الطلاب الذين درسوا بإستراتيجية التفكير بصوت مرتفع أعلى من متوسط الطلاب الذين درسوا بالطريقة التقليدية أو أن متوسط تحصيل الطلاب الذين درسوا بالطريقة (أ) أقل من متوسط الطلاب الذين درسوا بالطريقة (ب).

ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو الآتي:

$$H_1: \mu_1 > \mu_2$$

$$\text{Or } H_1: \mu_1 - \mu_2 > \text{Zero}$$

مثال:

أن متوسط درجات الطلاب الذين درسوا بالطريقة (أ) أعلى من 75؛ ويمكن التعبير عن هذه الفرضية على النحو الآتي:

$$H_1: \mu_1 > 75$$

$$\text{Or } H_1: \mu_1 - 75 > \text{Zero}$$

إن الباحث يختبر الفرضية الصفرية وليس الفرضية البديلة أو البحثية ولهذا تُسمى الفرضية الصفرية بالفرضية الإحصائية، فإذا كانت الفروق بين المجموعتين كبيرة أي جوهرية، فإن الباحث يرفض الفرضية الصفرية، وإذا رفضت الفرضية الصفرية فنكون

قد دعمنا الفرضية البديلة أي البحثية بطريقة غير مباشرة، أنا إذا كانت الفروق بين المجموعات الداخلة في المقارنة قليلة وليست جوهرية يمكن أن تكون قد حدثت نتيجة للصدفة، فإننا نفشل فر رفض الفرضية الصفرية ومن ثم لا تدعم الفرضية البديلة.

طرائق اختبار الفرضيَّات:

ذكر بدر (1996) أن هناك طرائق علميَّة تسير فيها اختباراتُ الفرضيَّات، وهي ما تسمَّى أحياناً قواعد تصميم التجارب واختبارها، فقد درس ميل Mill مشكلة الأسباب التي يتناولها البحث التجريبيُّ وتوصَّل إلى قواعدَ خمس يمكن أن تفيد كمرشد في تصميم التجارب واختبار الفرضيَّات والبحث عن تلك الأسباب، ولكن ميل Mill حذَر من أنَّ هذه القواعد ليست جامدةً كما أنَّها لا تصلح للتطبيق في جميع الحالات، وهذه الطرائق هي:

1- طريقة الاتِّفاق:

وهي طريقة تعترف بمبدأ السببيَّة العام المتمثِّل في أنَّ وجود السبب يؤدي إلى وجود النتيجة، وتشير هذه الطريقة إلى أنَه إذا كانت الظروف المؤدِّية إلى حدث معيَّن تتحدُ جميعاً في عامل واحد مشترك فإن هذا العامل يحتمل أن يكون هو السبب، وبمعنى آخر يمكن التعبير عن هذه الفكرة بالطريق السلبيَّة بالقول: بأنَّه لا يمكن أن يكون شيءٌ معيَّن هو سبب ظاهرة معيَّنة إذا كانت هذه الظاهرة تحدث بدونه، والصعوبة التي تواجه الباحث عند استخدامه طريقة الاتِّفاق تقع في تمييزه بين العوامل ذات الدلالة وذات العلاقة بالمشكلة والعوامل التي ليس لها أي دلالة أو علاقة بالمشكلة، ومعنى ذلك أنَّه لا بدَّ له أن يتحرى عن السبب الحقيقيِ وأن يفصله عن السبب الظاهر. (بدر، 1996، ص214-215).

2- طريقة الاختلاف:

تسير طريقة التباين أو الاختلاف في المقارنة بين حالتين متشابهتين في جميع الظروف ما عدا ظرف واحد يتوفَّر في إحدى الحالتين فقط، بينما لا يوجد في الحالة الأخرى وتكون هذه الظاهرة نتيجة أو سبباً لهذا الاختلاف، وهذا يعتمد أيضاً على مبدأ السببيَّة العام

المتمثِّل في أنَّ وجود السبب يؤدِّي إلى وجود النتيجة. (محمَّد الهادي، 2000، ص89)، ويمكن التعبير عن ذلك بطريقة سلبيَّة بالقول: بأنَّه لا يمكن أن يكون شيءٌ معيَّن هو سبب ظاهرة معيَّنة إذا كانت هذه الظاهرة لا تحدث في وجوده، وعلى كلِّ حال فيمكن القول: إنَّ الظروف المتشابهة بالنسبة لجميع العوامل فيما عدا عامل واحد أو متغيِّر واحد ظروف نادرة بالنسبة للعلوم السلوكيَّة، وهذا ما استدعى من القائمين بالبحوث كفالة الضمانات المطلوبة حتى تؤدِّي هذه الطريقة إلى نتائج موثوق بها وإلى تصميم التجارب بنجاح، (بدر، 1996، ص216-217).

3- طريقة الاشتراك:

تستخدم بتطبيق الطريقتين السابقتين لاختبار الفرضيَّات، فيحاول الباحث أولاً بتطبيق طريق الاتِّفاق العثور على العامل المشترك في جميع الحالات التي تحدث فيها الظاهرة، ثمَّ يطبِّق طريقة الاختلاف أي أن يتقرَّر لدى الباحث أن الظاهرة لا تحدث أبداً عند عدم وجود هذا العامل المعين، فإذا أدَّت كلا الطريقتين إلى نفس النتيجة فإنَّ الباحث يكون واثقاً إلى حد كبير أنه وجد السبب. (بدر، 1996، ص217-218).

4- طريقة البواقي:

حيث تبيَّن أنَّ بعض مشكلات البحوث لا تحلُّ بأيٍّ من الطرق السابقة، فإنَّ ميل Mill قدَّم طريقة العوامل المتبقِّية للعثور على السبب عن طريق الاستبعاد، وهذه الطريقة قد تسمَّى طريقة المرجع الأخير. (بدر،1996، ص218)، وهي أنَّه في حالة أن تكون مجموعة من المقدِّمات تؤدِّي إلى مجموعة من النتائج، فإذا أمكن إرجاع كلِّ النتائج ما عدا نتيجة واحدة إلى جميع المقدِّمات فيما عدا مقدِّمة واحدة أمكن ربط تلك المقدِّمة الباقية بتلك النتيجة الباقية؛ ممَّا يكشف أو يرجِّح وجود علاقة بينهما أي بين المقدِّمة والنتيجة الباقيتين. (محمَّد الهادي، 2000، ص91-92).

5- طريقة التلازم:

إذا لم يكن بالإمكان استخدام الطرق السابقة فإنَّ ميل Mill قدَّم للباحثين هذه

الطريقة الخامسة التي تدعو في الواقع إلى أَنه إذا كـان هنـاك شـيئان متغـيِران أو يتبـدلان معـاً بـصفة منتظمة، فإنَّ هذه التغيُّرات التي تحدث في واحد منهما تنتج عن التغيُّرات التي تحدث في الآخر، أو أن الشيئين يتأثَّران في ذات الوقت بسبب واحد مشترك. (بدر،1996، ص218)، ويكون هذا التلازم في التغيـير فإذا تغيَّرت ظاهرة ما تغيَّرت معها ظاهرة أخرى، وهذا يعني أن السبب في كلا الظاهرتين واحد فتتغـير ظاهرة بتغيُّر الأخرى، وقد تكون الظاهرتان متلازمتين تلازماً شديداً مـمَّا يتـيح الفرصـة ويفـسح المجـال بعد ذلك للبحث عن العلاقة الحقيقيَّة بينهما، علماً أَنَّه إذا كانت هناك علاقةٌ سببيَّة بـين متغـيرين فـلا بَد أن يكون هناك ترابط أو تلازم بينهما، فـالتلازم لـيس شرطـاً للعلاقـة الـسببيَّة، ولكـن الـسببيَّة شرطٌ للتلازم. (أبو راضي، 2000، ص6226-23).

الأخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات:

إن البحث يصمم للإجابة عن سـؤال الدراسـة، وذلـك عـن طريـق أمـا دعـم أو الفـشل في دعـم الفرضية البديلة، ولأنه من الصعب التأكد مـن صـحة التحليـل الإحـصائي، فـإن الباحـث أحيانـاً يـرفض الفرضية الصفرية على الرغم من أنها في الواقع صحيحة وهذا يحـدث عنـدما يجـد الباحـث بيانـات في الدراسة تقترح بأن هناك فروقاً بين المجموعات في الوقت الذي لا توجـد فيـه فـروق حقيقيـة، وأحيانـاً أخرى نفشل في إيجاد فروق في الوقت الذي تكون هناك فروقاً حقيقية بين المجموعات.

وبناء على ذلك فأننا عندما نتخذ قراراً برفض أو عدم رفض الفرضـية الـصفرية فـإن الباحـث قـد يقع في نوعين من الأخطاء هما:

1- **الخطأ من النـوع الأول:** هـو الخطـأ الـذي يرتكبـه الباحـث عنـدما يتخـذ قـراراً بـرفض الفرضـية الصفرية وهي صحيحة، ويرمز له بالرمز (α).
2- **الخطأ من النوع الثاني:** هو الخطأ الذي يرتكبه الباحث عندما يفشل في رفـض الفرضـية الـصفرية وهي خاطئة، ويرمز له بالرمز (β).

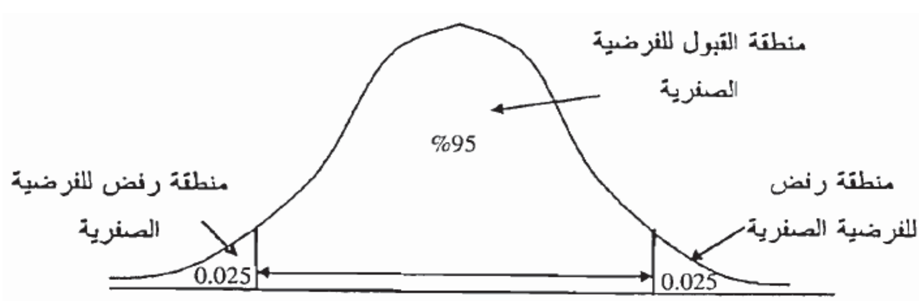
والجدول الآتي يوضح الاحتمالات المنبثقة عن قبول أو رفض الفرضية الصفرية:

نوع القرار	حقيقة الفرضية	
	صحيحة	خاطئة
رفض الفرضية	**قرار خاطئ (خطأ من النوع الأول α)**	**قرار صائب**
الفشل في رفض الفرضية	**قرار صائب**	**قرار خاطئ (خطأ من النوع الثاني)**

احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (**α**):

أن احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول يُدعى ألفا (α) ومستوى ألفا عادة ما يكون محدد، وفي العلوم التربوية فإن الاحتمال المقبول للوقوع في الخطأ من النوع الأول هو عند مستوى ($\alpha = 0.05$) أو ($\alpha = 0.01$)، أي أن الفرق بين المجموعات بالصدفة 0.05 (5 في كل 100)، وأن الفرق بهذا المدى المشار إليه على انه ذا دلالة.

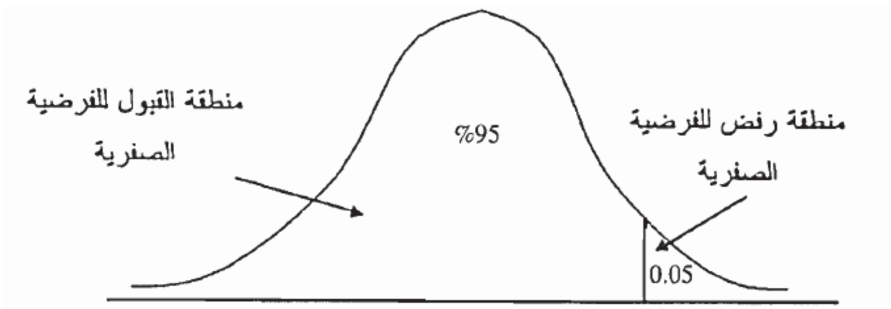
إن تحديد المنطقة التي على أساسها نقبل أو نرفض الفرضية الصفرية كما هو واضح في الشكل الآتي:



منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة عديمة الاتجاه

وبالتالي إذا كانت القيمة المستخرجة من المعادلة تقع في المنطقة الحرجة، فإننا نرفض الفرضية الصفرية، ويسمى الاختيار ذو نهايتين (tow – tailed test).

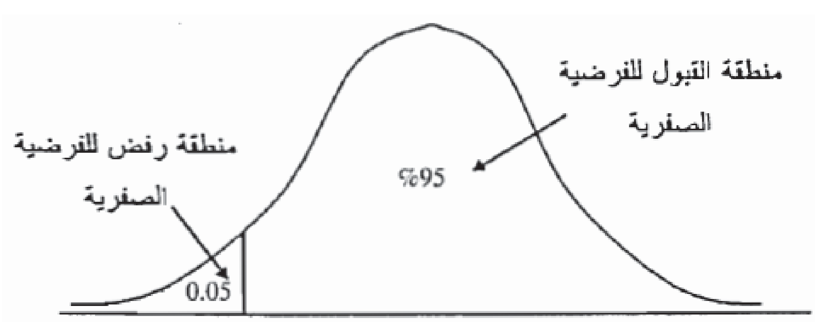
أما إذا كانت الفرضية البديلة ذات اتجاه واحد ويشير هـذا الاتجـاه إلى أعـلى مـن، فـإن منطقـة الرفض تقع على اليمين وذلك كما هو مبين في الشكل الآتي:



منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (أعلى من)

وبناء على ذلك فإن (α) لا تقسم على 2، ويسمى الاختبار في مثل هـذه الحالـة اختبـار ذو نهايـة واحدة (One –tailed test).

ونرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة الاختبار الإحصائي تقع في منطقة الرفض أو بمعنى آخـر إذا كانت القيمة الاحتمالية المرتبطة بقيمة الاختبار الإحصائي أقـل مـن 0.05، كـما إذا أشـارت الفرضـية البديلة إلى أقل من، فإن منطقة الرفض تكون على اليسار وذلك كما هو موضح في الشكل الآتي:

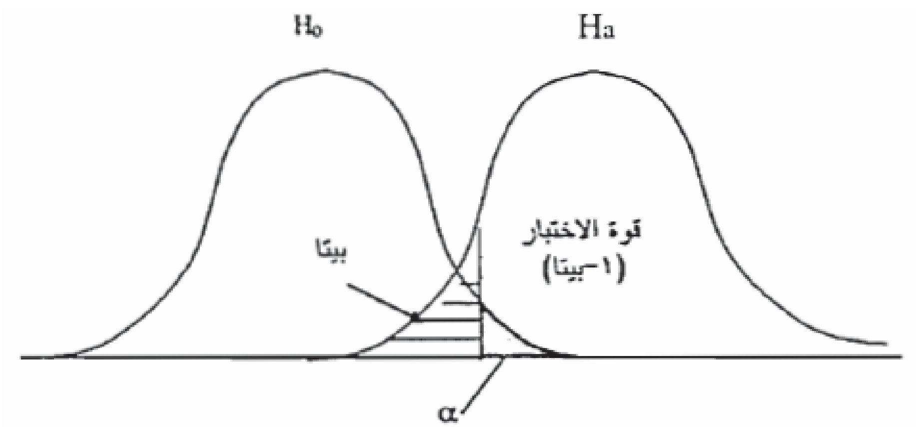


منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (أقل من)

احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني (**β**):

إن احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني يسمى بيتا (β)، إن عكس بيتا يدعى بقوة الاختبار، ويتم حسابه عن طريق (1-⊠)، وبشكل عام فإن الباحث يرغب في تصميم دراسة بدرجة عالية من القوة وتتضمن قيمة منخفضة لـ (β).

وهناك ارتباط بين بيتا (⊠) و ألفا (⊠) من جهة وقوة الاختبار من جهة أخرى، فإذا واد إحداهما فإن الآخر ينقص، ويبين الشكل الآتي العلاقة بين بيتا (β) و ألفا (α) وقوة الاختبار الإحصائي:



العلاقة بين كل من بيتا (β) وألفا (α) وقوة الاختبار الإحصائي

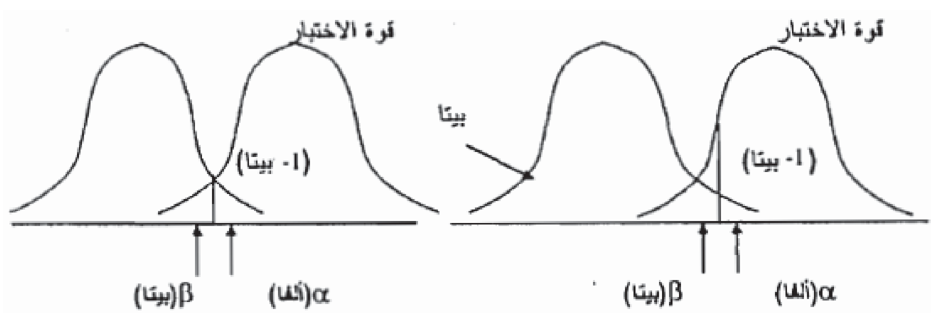
إن التوزيع الموجود على اليسار بالنسبة (للشكل) يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية الصفرية صحيحة، في حين التوزيع الموجود على اليمين يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية البديلة صحيحة، فإذا أخذنا بالنسبة لمعامل الذكاء للعينة والتي أخذ معامل ذكاءها في فترة معينة نظراً لتوفر عدد معين من الطلاب في المدرسة، فإن توزيع الموجود على اليسار يمثل توزيع درجات معامل الذكاء بالنسبة للمجتمع العام، وهذا التوزيع يتضمن الطلاب الذين درسوا في الفصل الصيفي إذا كانوا لا يختلفون عن المجتمع العام (مجتمع الطلاب جميعهم).

أما بالنسبة للتوزيع الموجود على اليمين، فإنه يمثل درجات معامل الذكاء للذين درسوا في الفصل الصيفي، مفترضين أن درجات معامل الذكاء لهؤلاء الطلاب أعلى من متوسط الذكاء للمجتمع ككل.

أما بالنسبة للمنطقة المضللة فإنها تمثل قيمة (⊠) والتي تمثل أعلى من 5% من التوزيع للفرضية الصفرية، فإذا كان متوسط العينة كبير جداً بحيث يقع في أعلى 5% بالنسبة لتوزيع الفرضية الصفرية، فإننا نقول أن متوسط العينة لا ينتمي إلى ذلك التوزيع ومن ثم نرفض الفرضية الصفرية.

أما بالنسبة للمنطقة المخططة من توزيع الفرضية البديلة والواقعة إلى يسار (⊠) فإنها تمثل بيتا (⊠)، وهذا هو احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، فإذا كان المتوسط صغير جداً بحيث يقع في منطقة الرفض، ولكن حقيقة لا ينتمي إلى مجتمع آخر، فإنه سيقع في منطقة (⊠)، ولذلك فإن الباحث سوف يفشل في رفض الفرضية الصفرية حتى لو كان ذلك خطأ، ومن ثم يقع في الخطأ من النوع الثاني.

فإذا نظرنا إلى (الشكل السابق) فإن القوة تزداد بنقصان قيمة بيتا (⊠)، وقيمة بيتا تقل عن طريق زيادة قيمة (⊠)، ولكن زيادة قيمة ألفا ليس بديل واقعي، وللتعامل مع هذه المشكلة فإن الباحث قد يتعامل مع التوزيع العيني للمتوسطات، وهنا لابد أن نشير إلى أن قوة الاختبار لها علاقة بحجم العينة، فإذا زادت حجم العينة (أي أنه إذا كان حجم العينة كبيراً) فإن القوة سوف تزداد والعكس هو الصحيح، وذلك كما هو موضح في الشكلين الآتيين:



العلاقة بين كل من (α) و(β) من جهة والقوة عندما يكون التباين مختلف

إذا افترضنا أن حجم العينة قليلة وقيمة (α) كما هو ملاحظ في الشكل (على اليمين) فإن قيمة بيتا (β) سوف تكون كبيرة، وذلك لن التباين كبير بين العينة والمجتمع، ومن ثم القوة منخفضة، ولكن إذا زدنا حجم العينة وقيمة (α) فأننا نلاحظ من خلال الشكل (على اليسار) أن قيمة بيتا (β) تقل ومن ثم يؤدي ذلك إلى زيادة قوة الاختبار (1- بيتا)، وهذا له علاقة بالتباين بين العينة والمجتمع، فكلما زاد حجم العينة كلما كان هناك احتمال أقل لأن يقترب تباين العينة من تباين المجتمع، ومن ثم القرار المتعلق برفض الفرضية الصفرية عندما تكون خطأ يكون أقوى إذا كانت الفرضية الصفرية خطأ في الواقع.

لماذا لا نقل بالفرضية الصفرية؟

قد يتساءل البعض لماذا نقول إننا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية بدلاً من القول إننا قبلنا بالفرضية الصفرية.

إن النتائج التي حصلنا عليها لم تحدث بالصدفة, ولكن إذا رفضنا الفرضية الصفرية فماذا يعني ذلك؟.

إن الفرضية الصفرية تشير أنه لا يوجد فرق ذات دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع إذا كنا مهتمين بالفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع, فإذا لم نرفض الفرضية الصفرية فهذا يعني أن متوسط العينة يساوي متوسط المجتمع؟.

الإجابة على ذلك ليس بالضرورة, فعندما نفشل في رفض الفرضية الصفرية فانك فشلت في الحصول على فرق ذا دلالة إحصائية, ولكن لا يعني أنك وجدت إن هناك تساوي.

هناك العديد من الأسباب التي قد تؤدي إلى الفشل في إيجاد فرق (أي الفشل في رفض الفرضية الصفرية), فقد يكون هذا راجع إلى أن الباحث قد وقع في الخطأ من النوع الثاني, أو أن طريقة جمع البيانات أو الأدوات المستخدمة لم تكن حساسة بدرجة كافية نستطيع من خلالها إن نكتشف الفرق, أو إن العينة قد تقصد من اختيارها أن لا تختلف عن متوسط المجتمع, أو إن هناك متغيرات أخرى قد أثرت على الدراسة (متغيرات دخيلة) وأدت إلى اختلاف النتائج عن التوقع الذي حدده الباحث.

إن أي سبب من الأسباب السابقة قد يؤدي بالباحث إلى الوقوع في الخطأ من النوع الثاني, ومن ثم الفشل في رفض الفرضية الصفرية وذلك لان الفرضية الصفرية في الواقع صحيحة.

وسوف يتبادر سؤال هو: كيف يمكن أن نعرف فيما إذا كانت الفرضية الصفرية صحيحة؟.

إننا لا نستطيع الإجابة، ومن ثم فإن هناك خطر في قبول الفرضية الصفرية على أنها صحيحة في الوقت الذي لا نكتشف وجود فروق حقيقية، ونفس الشيء فإن هناك خطورة في التنبؤ بأنه لا توجد بين العينية والمجتمع.

إذا توصلنا من نتائج الدراسة إلى أنه لا يوجد فرق، فإننا لا نستطيع إن نعرف من خلال دراسة واحدة هل هذا راجع إلى إن تنبؤ الباحث ليس دقيقاً أو لأنه وقع في الخطأ من النوع الثاني، ومن ثم قد تكون هناك حاجة لإجراء بحوث أخرى.

إذا وجد الباحث إثباتات تؤدي به إلى رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة، فكم هذا الدعم؟ أن الدعم للفرضية البديلة يشير إلى أن الفرق كبيراً جداً، بحيث انه لم يحدث بالصدفة؛ وإذا لم يحدث الفرق بالصدفة, فلماذا حدث؟ إن عملية توضيح الفرق من مسؤولية الباحث, فقد يجري باحثان نفس الدراسة ويتوصلا إلى وجود فرق ولكن كل منهما قد يعطي تفسيراً مختلفاً ولا يوجد عند أي منهما ثقة كبيرة بان تفسير النتائج صحيح.

إن رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة يؤدي إلى زيادة الثقة بالنتائج التي تم التوصل إليها, ولكن ليس في التفسير الذي قدم, فالتفسير يمكن أن يكون صحيحاً ويمكن أن يكون غير صحيحاً, إن التفسير الصحيح ينبثق فقط بعد أن يقوم الباحثين الآخرين بتصميم بحوث باهتمام أكثر.

مستوى الدلالة (α) مقابل قيمة الاحتمالية (**P - value**):

كما اشرنا سابقا فإن ألفا (α) عبارة عن احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة, وأننا نرفض الفرضية الصفرية إذا كان المتوسط يقع في منطقة الرفض وذلك اعتماداً على مستوى الدلالة, كذلك على الباحث أن يختار القرار المتعلق بالمحك قبل إجراء الاختبار الإحصائي (وذلك عن طريق الأخذ بعين الاعتبار الخطأ الذي يرغب أن يقع فيه عند سحب العينة).

إن معظم الباحثين قد لا يشيرون إلى مستوى الدلالة الذي يرغبون في استخدامه مسبقاً, إذ إن بعضهم قد لا يملك في ذهنه مستوى دلالة محدد ودقيق قبل فحص النتائج, وفي مثل هذه الحالة فإنه يمكن الافتراض أن مستوى دلالة ليس أكبر من (0.05), وهو المستوى المقبول على الأقل من قبل الدوريات التربوية والنفسية.

كذلك هناك العديد من الباحثين لا يشيرون إلى مستوى الدلالة الذي اختاروه, وإنما يشيرون إلى قيمة الاحتمالية (p-value) فإذا كانت قيمة الاحتمالية (p-value) مساوية أو اقل من مستوى الدلالة (α) فإن نتائج العينة منحرفة بشكل كبير, مما يستدعي رفض الفرضية الصفرية .

إن الباحثين لا يشيرون دائما إلى قيمة الاحتمالية, وإنما يشيرون فيما إذا كانت هذه الاحتمالية تقع عند مستوى الدلالة, ولكن إذا كانت النتائج ليست ذات دلالة, فإن الباحث يشير إلى إن الاحتمال يقع فوق النقطة الفاصلة (مستوى الدلالة).

إن الباحث قد يشير إلى إن بعض النتائج ذات دلالة عند مستوى ($\alpha = 00.01$), والبعض عند مستوى دلالة (α=0.01), والبعض الأخر عند مستوى دلالة (α=0.05), فهل يعني إن مستويات الدلالة 0.0001، 0.01، 0.05, قد استخدمت لتقييم ثلاث نتائج؟ بالطبع لا, ولكن هذه طريقة لتقرير النتائج فهناك احتمال أن يكون مستوى الدلالة في ذهن الباحث والذي يشار إليه بشكل ظاهري هو نفس الشيء بالنسبة للنتائج الثلاثة, على سبيل المثال 0.05.

أنواع اختبارات الدلالة **Types of Significance Tests**:

تختلف اختبارات الدلالة تبعاً لاختلاف البيانات والفرضيات التي نخضعها للاختبار، وقبل البدء بالحديث عن أهم اختبارات الدلالة وأكثرها شيوعاً لابدّ من التذكير بأهمية اختيار الباحث لاختبار الدلالة المناسب، إذ أن استخدام الباحث لاختبار إحصائي غير مناسب يؤدي إلى نتائج مضللة، ويبدأ الباحث عادة بتحديد نوع الاختبار قبل اختياره للاختبار نفسه، إذ أن هناك نوعان من اختبارات الدلالة يُسمى الأول اختبارات الدلالة المعلمية Parametric Significance Tests، ويُسمى الثاني اختبارات الدلالة اللامعلمية أو غير المعلمية Nonparametric Significance Tests.

وتعد الاختبارات المعلمية أكثر قوة من نظيرتها غير المعلمية وهي المفضّلة في كثير من المواقف، ونقصد بالقول "أكثر قوة" أي أنها تمكّن الباحث من رفض الفرضية الصفرية وهي في واقع الأمر خاطئة أكثر من نظيراتها الاختبارات اللامعلمية، أو بمعنى آخر أنها تقلّل من احتمال ارتكاب الباحث للخطأ من النوع الثاني مقارنة في إمكانية اختبار عدد من الفرضيات التي لايمكن اختبارها باستخدام الأساليب اللامعلمية، بمعنى أن هناك بعض الأساليب المعلمية لايوجد لها مناظر في الجانب اللامعلمي، ويتطلب استخدام الاختبارات المعلمية تحقق أربعة افتراضات هي:

1-سوية التوزيع **Normality**:

هو افتراض أساسي تقوم عليه معظم الاختبارات الإحصائية مثل الإحصائي "t" والإحصائي "F" ويُقصد بسوية التوزيع أن يكون توزيع المتغير في مجتمع الدراسة الذي سُحبت منه العينة سوياً، وفي حال انتهاك هذا الافتراض تكون نتائج الدراسة موضع شك، ومع أن معظم المتغيرات التي نتعامل معها في البحث التربوي تتوزع اعتدالياً في المجتمع، إلا أنه يجدر بالباحث التحقق من ذلك إحصائياً.

وفي حال تبيّن لدى الباحث أن المتغير لا يتوزع اعتدالياً، أو رواده شك في ذلك، فينبغي عليه اللجوء إلى أحد الأساليب الإحصائية اللامعلمية أو ما يُسمى بالاختبارات

حرة التوزيع Distribution-Free Tests، أو زيادة حجم العينة إذ أنه يقل أثر انتهاك هذا الافتراض عملياً كلما ازداد حجم العينة.

2- تجانس التباين **Homogeniety of Variance:**

هو الافتراض الثاني من حيث الأهمية، والذي ينبغي على الباحث التحقق منه قبل استخدام أساليب الإحصاء المعلمي، ونعني بتجانس التباين أن يكون تباين المشاهدات على المتغير التابع داخل المجموعات Within Groups Variance لا يختلف من مجموعة لأخرى، ويتهدّد صدق النتائج، لاسيما اختبار "f" (تحليل التباين)، في حال انتهاك الباحث لهذا الافتراض، لأن التباين داخل المجموعات في هذا الأسلوب هو عبارة عن متوسط التباينات داخل المجموعات المختلفة للتجربة، وكلما اختلف التباين داخل المجموعات من مجموعة لأخرى فإنه لا معنى لمتوسط التباينات وهو هنا أكبر مما يجب أن يكون عليه، مما يترتب على ذلك أن تكون قيمة الإحصائي "F" ليست ذات دلالة إحصائية مع العلم أن هناك فروق حقيقية بين متوسطات المجموعات.

3- الاتصال وتساوي الفترات **Continuity & Equal Intervals of Measures:**

يُقصد بذلك التحقق من أن المتغير التابع الذي سيخضع للتحليل هو متغير متّصل، ويقع في مستوى القياس الفتري أو النسبي من مستويات القياس مما يمكّن من إجراء العمليات الحسابية على المشاهدات.

ومرة أخرى بما أن معظم المتغيرات التابعة التي نتعامل معها في البحث التربوي تقع في المستوى الفتري، فإن هذا الافتراض يتحقق في أغلب الأحيان، أما إذا كان المتغير التابع لا يُقاس بالمستوى الفتري على الأقل كأن يكون في مستوى التراتيب مثلاً، فلا يجوز استخدام أساليب الإحصاء البارامتري (المعلمي) لتحليل البيانات في مثل هذه الحالة.

4- استقلالية المشاهدات **Independence of Observations:**

يعني أن حدوث أي مشاهدة لا يؤثر بأي شكل من الأشكال على المشاهدات الأخرى، فلو سأل باحث مثلاً (20) فرداً مجتمعين في غرفة واحدة سؤالاً معيناً، فإننا

نتوقع أن تكون المشاهدات مستقلة عن بعضها بعضاً وستتأثر استجابات الأفراد بعضها ببعض.

وبشكل عام يمكن ضمان استقلالية المشاهدات إذا استخدم الباحث أسلوب المعاينة العشوائية التي تتضمن أن يكون لكل عنصر في المجتمع الفرصة نفسها في أن يكون عنصراً من عناصر العينة، ولا يؤثر اختيار أي فرد من أفراد مجتمع الدراسة على اختيار أي فرد آخر؛ فضلاً عن ذلك ينبغي على الباحث أن يضبط إجراءات جمع البيانات للتأكد من استقلاليتها.

يتضح مما سبق أن انتهاك فرض واحد أو أكثر من الفروض السابقة وبشكل واضح يفرض على الباحث اللجوء إلى أحد أساليب الإحصاء اللامعلمي التي تحرّر من هذه الفروض؛ فإذا تبين مثلاً أن التوزيع ملتوٍ بشكل واضح، أو أن مستوى القياس المستخدم هو مستوى التراتيب أو المستوى الاسمي فلا ملاذ من استخدام أحد الأساليب اللامعلمية.

وجدير بالذكر أن مميزات أساليب الإحصاء المعلمي تبرّز استخدامها حتى في حال تبين انتهاك بسيط لافتراض سوية التوزيع كأن لا يكون التوزيع سوياً بشكل تام، أو حال تباين المشاهدات داخل المجموعات ليس متجانساً تماماً، ولهذا السبب نجد أن معظم البحوث المنشورة في الدوريات المتخصصة تستخدم أساليب الإحصاء المعلمي إلا في بعض الحالات التي لا يمكن فيها استخدامها كأن يكون مستوى القياس المستخدم هو المستوى الرتبي أو الاسمي، أو في حال المشاهدات غير مستقلة عن بعضها بعضاً وبشكل واضح ، وسنتناول فيما يأتي أهم الأساليب الإحصائية التي يحتاجها الباحث في الميدان التربوي كاختبار (T) واختبار (F) وهي أساليب معلمية، واختبار مربع كاي (X^2) وهو أسلوب لا معلمي.

أولاً: الاختبار التائي "ت":

مقدمة:

يعد الاختبار التائي بشكل عام من أكثر اختبارات الدلالة شيوعاً في الأبحاث التربوية والنفسية والاجتماعية، وترجع نشأته الأولى إلى العالم "ستودنت" لهذا سُمي الاختبار بأكثر الحروف تكراراً في أسمه وهو حرف التاء.

ويمكن القول أن اختبار "ت" يستخدم لقياس دلالة فروق المتوسطات غير المرتبطة والمرتبطة للعينات المتساوية وغير المتساوية وللبيانات المتصلة أو المستمرة حصراً بشرط أن تكون هذه البيانات متوزعة توزيعاً طبيعياً أو اعتدالياً.

وهناك نوعين أساسيين للاختبار التائي:

1- الاختبار التائي لعينة واحدة.
2- الاختبار التائي لعينتين.

وسنتناول الاختبار التائي لعينة واحدة ولعينتين بشيء من التفصيل.

1- الاختبار التائي لعينة واحدة **One Sample t-Test**:

نحتاج في كثير من الأحيان إلى مقارنة المتوسط الحسابي لعينة معينة مع قيمة خارجية وذلك من أجل الكشف عن مستوى تلك العينة، ومثال ذلك الكشف عن مستوى طلبة المرحلة الإعدادية مثل الاتجاه نحو الرياضيات.

ولتحقيق هذا الهدف نستخدم الوسيلة الإحصائية "الاختبار التائي لعينة واحدة One Sample t-Test)، والمعادلة الخاصة بهذه الوسيلة هي كالآتي:

$$ت = \frac{\bar{س} - أ}{ع / \sqrt{ن}}$$

$$t = \frac{\bar{X} - M}{S / \sqrt{n}}$$

إذ إنَّ:

س‾ =X: الوسط الحسابي.

أ = M: المحك أو المعيار الخارجي "المتوسط الفرضي".

ع = S: الانحراف المعياري.

ن =n: عدد أفراد العينة.

مثال:

قام باحث بدراسة اتجاهات الطلاب نحو تخصصهم الدراسي، فأعدّ مقياس تكوّن من (20) فقرة ذات (3) بدائل تأخذ الدرجات (3، 2، 1)، ثم وزع المقياس على (10) طلاب لمعرفة اتجاهاتهم، وكان المتوسط الحسابي لدرجاتهم (47,84)، والانحراف المعياري (5,66)، اكشف عن مستوى العينة في هذا المقياس عند مستوى دلالة (0,05).

الحل:

نجد من معطيات المثال أن:

- المتوسط الحسابي= 47,84
- الانحراف المعياري= 5,66
- (ن) عدد أفراد العينة= 10

أي أن القيمة المفقودة في القانون هي قيمة (أ أو M) وهي في هذه الحالة تسمى بـ (المتوسط الفرضي أو المتوسط النظري) وهي القيمة التي تعادل (50%) من درجة المقياس الكلية، وتحسب من خلال القانون الآتي:

$$\textbf{المتوسط الفرضي} = \frac{\textbf{مجموع درجات البدائل}}{\textbf{عدد البدائل}} \times \textbf{عدد فقرات المقياس}$$

$$\textbf{المتوسط الفرضي} = \frac{1+2+3}{3} \times 20 = 40$$

كما يمكن حساب المتوسط الفرضي من خلال القانون الآتي أيضاً:

$$\text{المتوسط الفرضي} = \frac{\text{أقل درجة في المقياس + أعلى درجة في المقياس}}{2}$$

$$\text{المتوسط الفرضي} = \frac{60 + 20}{2} = 40 \text{ وهي نفس القيمة المستخرجة من القانون السابق}$$

$$\text{ت} = \frac{\bar{\text{س}} - \text{أ}}{\text{ع} / \sqrt{\text{ن}}}$$

$$\text{ت} = \frac{47,84 - 40}{5.66 / \sqrt{10}} \times 20 = 40$$

$$\text{ت} = \frac{7,84}{1,79} = 4,38 \text{ وهي القيمة التائية المحسوبة}$$

وللكشف عن دلالة هذه القيمة نقوم بمقارنتها مع ما تسمى بالقيمة التائية الجدولية والتي تستخرج من الجداول النظرية الخاصة بالقيم التائية، كما في الخطوات الآتية:

1- تستخرج درجة الحرية التي تساوي في الاختبار التائي لعينة واحدة (ن-1)، وتساوي في المثال أعلاه (10-1=9).

2- نحدد مستوى الدلالة، التي تساوي (0,05) كما ذكر في المثال أعلاه.

3- مراجعة الجدول الخاص بالقيم النظرية التائية، نبحث في عمود مستوى الدلالة (0,05) عن درجة الحرية (9).

4- نستخرج القيمة التي يتقاطع فيها الصف الذي يضم درجة الحرية (9) مع العمود الذي يضم مستوى الدلالة (0,05) (بطرفين) كما في الجدول الآتي:

درجة الحرية	مستوى الدلالة							
طرف واحد	0,1	0,05	0,01	0,005	0,001	0,0005	0,0001	0,00005
طرفين	0,2	0,1	0,05	0,01	0,005	0,001	0,0005	0,0001
7	1,41	1,89	2,36	3,50	4,03	5,41	6,08	7,89
8	1,40	1,86	2,31	3,36	3,83	5,04	5,62	7,12
9	1,38	1,83	2,26	3,25	3,69	4,78	5,29	6,59
10	1,37	1,81	2,23	3,17	3,58	4,59	5,05	6,21
11	1,36	1,80	2,20	3,11	3,50	4,44	4,86	5,92

نلاحظ من الجدول أن تقاطع السهمين يشير إلى القيمة (2,26) وهي القيمة التائية الجدولية.

ومع مقارنة القيمة التائية المحسوبة التي تبلغ (4,38) مع القيمة التائية الجدولية البالغـة (2,26) نجد أن القيمة التائية المحسوبة أكبر من القيمة التائيـة الجدوليـة، وهـذا يـدل عـلى وجـود فـرق دال إحصائياً بين متوسط العينة والمتوسط الفـرضي للمقيـاس، لـصالح متوسـط العينـة (لأن قيمـة متوسـط العينة أكبر من المتوسط الفرضي) ومن هذا نستدل على أن مستوى اتجاهات العينة نحو التخصص هـو متوسط عالٍ.

2- الاختبار التائي لعينتين مستقلتين **Independent Sample t-Test**:

مقدمة:

هي وسيلة إحصائية تستخدم للكشف عن دلالـة الفـروق بـين متوسـطي مجمـوعتين أو عينتـين مستقلتين أو منفصلتين تماماً، وهي خاصة بالبيانـات المتـصلة أو المـستمرة حـصراً التـي تتـوزع توزيعـاً طبيعياً أو اعتدالياً، مثل الكشف عن الفرق بين الوسط الحـسابي للـذكور والوسـط الحـسابي للإنـاث، أو متوسطي المجموعة التجريبية والمجموعـة الـضابطة في أحـد المتغـيرات وهكـذا، ونـشير هنـا إلى أنـه لا يشترط تساوي عدد أفراد المجموعتين في هذا الاختبار.

شروط استخدام الاختبار التائي لعينتين مستقلتين:

على الباحث قبل استخدام الاختبار التائي لعينتين مستقلتين أن يراعي خصائص متغيرات البحث من النواحي الآتية، والتي يمكن أن تعد شروطاً لاستخدام الاختبار التائي لعينتين مستقلتين:

1- عدد أفراد العينة.

يجب أن يزيد عدد كل من العينتين عن (5) أفراد ويفضل أن يزيد عن (30) فرداً، أما إذا قل عدد أفراد أي من العينتين عن (5) فلا يمكن استخدام الاختبار التائي، وذلك لكي تكون ممثلة للمجتمع بشكل دقيق.

2-الفرق بين عددي عينتي أو مجموعتي البحث.

يجب أن يكون عدد أفراد عينتي البحث متقارباً فلا يكون مثلاً عدد أفراد إحدى العينتين (1200) وعدد أفراد الأخرى (5) لأن عدد أفراد العينة له أثر في مستوى دلالة الاختبار التائي.

3- مدى تجانس العينة.

يقصد بتجانس العينتين مدى انتسابهما إلى أصل واحد أو أصول متعددة (أي مأخوذة من مجتمع واحد أو أكثر)، فإذا انتسبت العينتين إلى أصل واحد فهي متجانسة وإذا لم تنتسب العينات إلى أصل واحد فهي غير متجانسة.

ويصعب على الباحث تحديد أصول العينات لتحديد تجانسها، لذا يمكنه استخدام ما يسمى بالقيمة الفائية لتحديد التجانس، إذ يحدد تجانس العينتين من خلال حساب القيمة الفائية (ف) وتحسب من العلاقة:

$$\textbf{ف} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

إذ أن التباين الأكبر هو التباين الأكبر في القيمة لإحدى المجموعتين، والتباين الأصغر هو الأصغر في القيمة للمجموعة الأخرى.

ومن القانون السابق نحصل على قيمة (ف) التـي تـسمى بالقيمـة الفائيـة المحـسوبة، ولتحديـد التجانس نحسب قيمة أخرى تسمى القيمة الفائية الجدولية ونحصل عليها من جـداول القـيم الفائيـة النظرية عند درجتي حرية التباين الأكبر والتبـاين الأصـغر ومـستوى الدلالـة (0,05) كـما سنوضـحه في موضوع تحليل التباين.

4- مدى اعتدالية التوزيع لكل من عينتي البحث.

يكون التوزيع التكراري معتدلاً أو اعتدالياً عندما تكون قيمة الالتواء الخاص بهذا التوزيع تتراوح ما بين (3-، +3).

معادلة الاختبار التائي لعينتين مستقلتين:

تحسب القيمة التائية المحسوبة بالمعادلة الآتية:

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\dfrac{\text{ع}_1^2\,(\text{ن}_1 - 1) + \text{ع}_2^2\,(\text{ن}_2 - 1)}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2}\left\{\dfrac{1}{\text{ن}_1} + \dfrac{1}{\text{ن}_2}\right\}}}$$

إذ أن:

م_1: المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى.

م_2: المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية.

ع_1^2: تباين المجموعة الأولى.

ع_2^2: تباين المجموعة الثانية.

ن_1: عدد أفراد المجموعة الأولى.

ن_2: عدد أفراد المجموعة الثانية.

ملاحظة:

هناك ثلاث احتمالات عند مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة التائية الجدولية في الاختبار التـائي لعينتين مستقلتين، وهذه الاحتمالات هي:

1- إذا كانت القيمة التائية المحسوبة أقل من القيمة التائية الجدولية، فهذا يدل على أنه لا يوجد فرق دال بين متوسطي المجموعتين.

2- إذا كانت القيمة التائية المحسوبة أكبر من القيمة التائية الجدولية، وكان متوسط المجموعة الأولى أكبر من متوسط المجموعة الثانية فهذا يدل على وجود فرق دال بين متوسطي المجموعتين لصالح متوسط المجموعة الأولى.

3- إذا كان القيمة التائية المحسوبة أكبر من القيمة التائية الجدولية، وكان متوسط المجموعة الثانية أكبر من متوسط المجموعة الأولى فهذا يدل على وجود فرق دال بين متوسطي المجموعتين لصالح متوسط المجموعة الثانية.

مثال:

قام باحث بقياس التحصيل الدراسي في مادة الرياضيات لدى مجموعتين من الطلاب، وكانت درجاتهم في الاختبار كما يأتي:

المجموعة الأولى	8	2	3	6	4	5	7
المجموعة الثانية	5	3	9	6	10	9	2

والمطلوب هو الكشف عن وجود أم عدم وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطي تحصيل طلاب المجموعتين عند مستوى دلالة (0,05).

الحل:

نجد أن حجم كل مجموعة هو أكبر من (5).

نحسب المتوسط الحسابي والوسيط والتباين والانحراف المعياري لكل عينة وكالآتي:

أولاً: العينة الأولى:

- حساب المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى: م$_1$= 5
- حساب الوسيط للمجموعة الأولى: نرتب قيم المتغير لدرجات المجموعة الأولى ترتيباً تصاعدياً كالآتي: 2 3 4 5 6 7 8

حيث أن عدد أفراد العينة الأولى فردية، لذا فإن قيمة الوسيط هي القيمة التـي ترتيبهـا (ن+2/1) أي ترتيبها (4)؛ إذن الوسيط = 5.

- حساب التباين للمجموعة الأولى: $ع_1^2 = 4,67$
- حساب الانحراف المعياري للمجموعة الأولى: $ع_1 = 2,16$
- حساب الالتواء للمجموعة الأولى:

$$\textbf{الالتواء} = \frac{3 \times (م - و)}{ع} = \frac{3\ (5-5)}{2,16} = \textbf{صفر}$$

ثانياً: العينة الثانية:

* حساب المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية: $م_2 = 6,29$

* حساب الوسيط للمجموعة الثانية: نرتب قيم المتغير لدرجات المجموعة الأولى ترتيبـاً تـصاعدياً كالآتي: 2 3 5 6 9 9 10

حيث أن عدد أفراد العينة الثانية فردية، لذا فإن قيمة الوسيط هي القيمة التي ترتيبها (ن+2/1) أي ترتيبها (4)؛ إذن الوسيط = 6.

- حساب التباين للمجموعة الثانية: $ع_2^2 = 9,92$
- حساب الانحراف المعياري للمجموعة الثانية: $ع_1 = 3,15$
- حساب الالتواء للمجموعة الأولى:

$$\textbf{الالتواء} = \frac{3 \times (م - و)}{ع} = \frac{3\ (6-6,29)}{3,15} = 0,28$$

التحقق من شروط الاختبار التائي:

1. عدد أفراد العينتين.

$ن_1 = 7 > 5$

$ن_2 = 7 > 5$

حيث أن عدد أفراد كل من العينتين لابد أن يكون أكبر من (5) لذا فهذا الشرط متحقق.

2. تقارب العينتين:

$ن_1$= 7 وهو يساوي $ن_2$=7، وهو يدل على تحقق هذا الشرط.

3. تجانس العينتين:

نحسب القيمة الفائية المحسوبة من العلاقة:

$$\textbf{ف المحسوبة} = \frac{\textbf{التباين الأكبر}}{\textbf{التباين الأصغر}} = \frac{9,92}{4,67} = 2,12$$

ولإيجاد القيمة الفائية الجدولية يلزم حساب قيمة كل من درجة حرية التباين الأكبر ودرجة حرية التباين الأصغر.

درجة حرية التباين الأكبر= $ن_2$ 1-= 7-1= 6

نلاحظ أننا اخترنا حرية التباين الأكبر من عدد أفراد المجموعة الثانية لأن تباين العينة الثانية هو الأكبر.

درجة حرية التباين الأصغر= $ن_1$ 1-= 7-1= 6

ومن جداول القيم الفائية النظرية عند درجة حرية التباين الأكبر (6)، ودرجة حرية التباين الأصغر (6) ومستوى دلالة (0,05) نجد أن القيمة الفائية الجدولية = 4,3.

وبمقارنة القيمة الفائية المحسوبة بالقيمة الفائية الجدولية نجد أن: القيمة الفائية المحسوبة < من القيمة الفائية الجدولية (لذا فأنه لا يوجد فرق دال إحصائياً بين المجموعتين أي بمعنى آخر يوجد تجانس بين العينتين).

4. اعتدالية التوزيع للعينتين:

نلاحظ أن قيمة التواء درجات المجموعة الأولى محصور في الفئة (-3، +3)، لذا فإن توزيع العينة معتدل.

- 3< التواء س = صفر < +3

نلاحظ أن قيمة التواء درجات المجموعة الثانية محصورة في الفئة]3-، +3[، لذا فإن توزيع العينة معتدل أيضاً.

- 3< التواء ص= 0,28 < +3

حساب القيمة التائية المحسوبة:

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

$$ت = \frac{م^1 - م^2}{\sqrt{\left[\frac{4.67(1-7)+9.92(1-7}{2-7+7}\right]\left[\frac{1}{7}+\frac{1}{7}\right]}}$$

إذن القيمة التائية المحسوبة= 0,89

ولإيجاد القيمة التائية الجدولية يلزم حساب درجة الحرية:

درجة الحرية = $ن_1 + ن_2 - 2 = 7 + 7 - 2 = 12$

وعند البحث في جداول القيم التائية النظرية عند درجة حرية (12) ومستوى دلالة (0,05) مع الأخذ في الاعتبار أن البحث يكون في دلالة الطرفين، نجد أن القيمة التائية الجدولية = 3,18

وعند مقارنة القيمة التائية المحسوبة بالقيمة التائية الجدولية، نجد أن القيمة التائية المحسوبة = 0,89 < من القيمة التائية الجدولية 3,18، وهذا يعني أنه لا يوجد فرق دال إحصائياً عند مستوى دلالة (0,05).

3- الاختبار التائي لعينتين مترابطتين **Correlated Sample t-Test:**

مقدمة:

تستخدم هذه الوسيلة عندما يرتبط المتوسطان وبمعنى آخر عندما تجري اختباراً على مجموعة من الأفراد ثم نعيد نفس الاختبار على نفس المجموعة في وقت آخر أي أن العينة التي يجري عليها الاختبار الأول هي نفسها العينة التي يجري عليها الاختبار الثاني ففي هذه الحالة تكون $ن_1 = ن_2$ ونرمز لها بالرمز (ن)؛ وفي هذه الحالة لا نتحقق من شروط الاختبار التائي وإنما نتحقق من التوزيع الاعتدالي للبيانات فقط عن طريق التحقق من شرط عدد أفراد العينة والتواء الدرجات.

وتحسب قيمة الاختبار التائي لعينتين مترابطتين بالمعادلة الآتية:

$$ت = \frac{س_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح^2_ف}{ن\,(ن - 1)}}}$$

إذ إن:

$س_ف$: متوسط الفروق ويحسب من العلاقة:

$$س_ف = \frac{مجـ\ ف}{ن}$$

ف = الفروق = $س_1 - س_2$

$س_1$ = هي درجات الاختبار الأول

$س_2$ = هي درجات الاختبار الثاني

ن = عدد الأفراد في أي من الاختبارين

$ح_ف$ = $ف - س_ف$

وبعد استخراج القيمة التائية المحسوبة نقوم باستخراج القيمة التائبة الجدولية بنفس طريقة استخراجها في الاختبار التائي لعينتين مستقلتين ولكن الفرق هنا في درجة الحرية،

إذ أن درجة الحرية في الاختبار التائي لعينتين مترابطتين هو (ن- 1) إذ أن (ن) تساوي عدد أفراد مجموعة واحدة من الدرجات.

مثال:

يوضح الجدول الآتي درجات مجموعة من الطلاب في مقياس مهارات التفكير فوق المعرفي قبل برنامج تدريبي تعرضوا له ودرجاتهم بعد البرنامج، والمطلوب حساب القيمة التائية للفرق بين درجات الاختبارين، ومن ثم تحديد هل هذه القيمة دالة إحصائية أم لا؟ عند مستوى دلالة إحصائية (0,05)؟

درجات الاختبار الأول	26	18	20	24	22	14	23	16	22	11
درجات الاختبار الثاني	23	16	19	21	18	12	24	11	23	9

الحل:

قبل أن نبدأ الحل نلاحظ أن (ن$_1$) هي نفسها (ن$_2$) لأن مجموعتي الدرجات هي لنفس المجموعة من الأفراد، ونعد أن درجات الاختبار الأول هي (س$_1$) ودرجات الاختبار الثاني هي (س$_2$) ثم نقوم ببناء الجدول الآتي:

س$_1$	س$_2$	الفرق (ف)
26	23	3
18	16	2
20	19	1
24	21	3
22	18	4
14	12	2
23	24	1-
16	11	5
22	23	1-
11	9	2
-	-	20

حساب متوسط الفروق س $_{ف}$ = $\frac{\text{مجـ ف}}{\text{ن}}$ = $\frac{20}{10}$ = 2

حساب ح ف: التي تمثل الفرق بين (ف) والوسط الحسابي للفروق (2)، كما من العلاقة:

ح ف = ف – س $_{ف}$

س $_1$	س $_2$	ف	ح $_{ف}$	ح^2 $_{ف}$
26	23	3	1	1
18	16	2	0	0
20	19	1	1-	1
24	21	3	1	1
22	18	4	2	4
14	12	2	0	0
23	24	1-	-3	9
16	11	5	3	9
22	23	1-	-3	9
11	9	2	0	0
المجموع		20	-	34

حساب القيمة التائية المحسوبة:

$$ت = \frac{\text{س}_{ف}}{\sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{ف}}{\text{ن (ن – 1)}}}}$$

$$ت = \frac{2}{\sqrt{\frac{34}{10\ (10 - 1)}}}$$

إذن القيمة التائية المحسوبة = 3,25

ولإيجاد القيمة التائية الجدولية نقوم بحساب درجة الحرية:

درجة الحرية = ن 1-= 10 – 1 = 9

وبالبحث في جداول القيم التائية عند درجة حرية (9) ومستوى دلالة (0,05) نجد أن القيمة التائية الجدولية = 2,26.

وبمقارنة القيمة التائية المحسوبة بالقيمة التائية الجدولية نجد أن القيمة التائية المحسوبة = 3,25 هي أكبر من القيمة التائية الجدولية = 2,26؛ وهذا يعني وجود فرق دال إحصائياً بين متوسطي المجموعة قبل البرنامج وبعده لصالح المتوسط الأعلى الذي هو متوسط درجات العينة في الاختبار الأول.

ثانياً: اختبار مربع كاي **Qi Square Test**:

مقدمة:

ترجع نشأة اختبار مربع كاي الأولى إلى البحث الذي نشره (كارل بيرسون) في أوائل القرن العشرين، وهو يعد من أهم اختبارات الدلالة الإحصائية وأكثرها شيوعاً لأنها لا تعتمد على شكل التوزيع، لذا فهي تعد من المقاييس اللابارامترية أي مقاييس التوزيعات الحرة، وبمعنى آخر فأنه يستخدم لمعالجة البيانات من نوع البيانات المنفصلة أو المتقطعة، ويرمز له بالرمز كا².

وتحسب قيمة مربع كاي (كا²) من المعادلة الآتية:

$$\text{كا}^2 = \frac{(\text{ل} - \text{ق})^2}{\text{ق}} \qquad \chi_0^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

إذ إن:

ل : Q_i = هو التكرار الملاحظ أو الواقعي الذي يحدث بالفعل والموجود في الجدول.

ق : Ei = هو التكرار المتوقع حدوثه ويختلف حسابه باختلاف نوع الجدول المطلوب حساب كا² منه.

تحديد دلالة $كا^2$:

عندما نستخرج قيمة $كا^2$ المحسوبة نقارنها مع قيمة $كا^2$ الجدولية كالآتي:

1- إذا كانت قيمة $كا^2$ المحسوبة أكبر من قيمة $كا^2$ الجدولية تكون ذات دلالة إحصائية أي أن الفرق دال إحصائياً.

2- إذا كانت قيمة $كا^2$ المحسوبة أقل من قيمة $كا^2$ الجدولية فإن $كا^2$ المحسوبة ليست بذات دلالة إحصائية أي أن الفرق ليس بذي دلالة إحصائية.

حالات حساب $كا^2$:

أولاً: عندما يكون جدول البيانات من نوع (ن×1):

أي أن البيانات تتضمن صف واحد وعدد من الأعمدة بحيث يكون عددها أكبر من عمود واحد، وفي هذه الحالة نستخدم القانون:

$$كا2 = مجـ \frac{(ل - ق)^2}{ق}$$

وتستخرج القيم المتوقعة (ق) عن طريق قسمة مجموع البيانات أو التكرارات على عدد الأعمدة.

مثال:

يوضح الجدول الآتي آراء (90) طالباً من طلبة المرحلة الرابعة في كليات التربية في استبيان نحو قبول أو رفض التطبيق داخل القاعات الدراسية، اكشف عن الفروق بين آراء الطلاب عند مستوى دلالة (0,05).

الرأي	موافق	متردد	غير موافق	المجموع
التكرار	**60**	**10**	**20**	**90**

الحل:

*** حساب التكرار المتوقع:**

لحساب التكرار المتوقع نجد ناتج قسمة مجموع الآراء (90) على عدد الأعمدة (3) الذي يساوي (30)، وهو التكرار المتوقع لكل الخلايا الثلاث.

*** حساب كا^2 المحسوبة:**

نكون الجدول الآتي:

$\frac{(ل - ق)^2}{ق}$	(ل – ق)2	ل - ق	ق	ل
30	900	30	30	60
13,33	400	20-	30	10
3,33	100	10-	30	20
46,66	المجموع	-	-	-

نستنتج من الجدول أن قيمة مربع كاي (كا^2) المحسوبة = 46,66

حساب مربع كاي (كا^2) الجدولية:

لحساب قيمة كا^2 الجدولية يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة:

درجة الحرية = عدد الأعمدة – 1 = 3 – 1= 2

مستوى الدلالة = 0,05

وبالبحث في جدول كا^2 عند درجة حرية (2) ومستوى دلالة (0,05) نجد قيمة كا^2 الجدولية = 5,99.

تحديد مدى دلالة كا^2:

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن: قيمة كا^2 المحسوبة = 46,66 أكبر من قيمة كا^2 الجدولية = 5,99.

لذا فإن كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة (0,05)، وهذا يعني وجـود فـرق دال في آراء العينـة (الطلاب) لصالح الرأي موافقة.

ثانياً: عندما يكون الجدول من نوع (ن×ع) إذ إن (ن،ع) أكبر من واحد:

لحساب قيمة كا^2 المحسوبة في هذا الجدول نستخدم القانون العام الآتي:

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{ل} - \text{ق})^2}{\text{ق}}$$

وتحسب القيمة المتوقعة (ق) لكل خلية في هذا الجدول من العلاقة:

$$\text{ق} = \frac{\text{مجموع الصف} \times \text{مجموع العمود}}{\text{المجموع الكلي}}$$

مثال:

يوضح الجدول الآتي آراء (50) طالباً وطالبة حول التدخين.

الجنس / الرأي	ذكور	إناث	المجموع
موافق	25	2	27
معارض	5	18	23
المجموع	30	20	50

المطلوب: حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصائياً عند مستوى دلالة (0,05)؟

الحل:

حساب التكرار المتوقع (ق) لكل خلية:

$$\text{ق للخلية الأولى (25)} = \frac{27 \times 30}{50} = 16{,}2$$

ق للخلية الثانية (2) $\frac{27 \times 20}{50} = 10,8$

ق للخلية الثالثة (5) = $\frac{23 \times 30}{50} = 13,8$

ق للخلية الرابعة (18) = $\frac{23 \times 20}{50} = 9,2$

حساب كا^2 المحسوبة:

نكوّن الجدول الآتي:

ل	ق	ل - ق	(ل – ق)2	$\frac{(ل - ق)^2}{ق}$
25	16,2	8,8	77,44	4,78
2	10,8	8,8-	77,44	7,17
5	13,8	8,8-	77,44	5,61
18	9,2	8,8	77,44	8,42
50	-	-	المجموع	25,98

يوضح أن مجموع العمود الأخير يعطينا قيمة كا^2

إذن كا^2 المحسوبة = 25,98

حساب قيمة كا^2 الجدولية:

لحساب قيمة كا2 الجدولية يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة:

أن معادلة حساب درجة الحرية في هذه الحالة هو كالآتي:

درجة الحرية = (عدد الصفوف – 1) × (عدد الأعمدة – 1)

= (2 -1) × (2 -1) = 1 × 1= 1

مستوى الدلالة = 0,05

ومن مراجعة جداول كا^2 النظرية عند درجة حرية =1 ومستوى دلالة (0,05) نجد قيمة كا^2 الجدولية = 3,841.

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن: قيمة كا^2 المحسوبة = 25,98 أكبر من قيمة كا^2 الجدولية 3,841، وهذا يدل على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث.

ثالثاً: تحليل التباين **Anova**:

مقدمة:

دلت الأبحاث الإحصائية التي قام فيشر (fisher) على أهمية تحليل التباين في الميادين المختلفة لعلوم الحياة لاسيما في الكشف عن مدى تجانس العينات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة.

ويستخدم تحليل التباين إذا زاد عدد المتغيرات عن اثنين، إذ لايمكن استخدام الاختبار التائي، أي أن تحليل التباين يصلح في حالة المتغيرين أو أكثر، وهو يسمى أيضاً بالقيمة الفائية.

ويعتمد تحليل التباين في صورته النهائية على قياس مدى اقتراب التباين الداخلي من التباين الخارجي أو مدى ابتعاده عنه وتقاس هذه الناحية بالنسبة الفائية من خلال العلاقة:

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

إذ أن التباين الكبير هو الأكبر في القيمة والتباين الصغير هو الأصغر في القيمة.

طريقة حساب القيمة الفائية:

يمكن حساب القيمة الفائية من خلال تطبيق الخطوات الآتية:

أولاً: حساب مجموع المربعات داخل المربعات:

يحسب من خلال إتباع الخطوات الآتية:

1- حساب مجموع مربعات كل الدرجات.

2- حساب مجموع حاصل قسمة مربع مجموع كل مجموعة على عدد أفرادها.

3- حساب مجموع المربعات داخل المجموعات من خلال حساب حاصل طرح ناتج الخطوة (2) من ناتج الخطوة (1).

4- حساب متوسط المربعات داخل المجموعات من خلال قسمة مجموع المربعات داخل المجموعات على درجة الحرية داخل المجموعات، وتحسب درجة الحرية هنا من خلال المعادلة (عدد أفراد جميع المجموعات، عدد المجموعات).

ثانياً: حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

يحسب من خلال إتباع الخطوات الآتية:

1- حساب حاصل قسمة مربع مجموع كل الدرجات على عدد أفراد كل المجموعات.

2- حساب مجموع المربعات بين المجموعات من خلال حساب حاصل طرح نتيجة الخطوة (1) من ناتج الخطوة (2) في خطوات حساب مجموع المربعات داخل المجموعات.

3- حساب متوسط المربعات بين المجموعات من خلال قيمة مجموع المربعات بين المجموعات على درجة الحرية بين المجموعات، وتحسب درجة الحرية من خلال المعادلة (عدد المجموعات -1).

ثالثاً: حساب القيمة الفائية:

من خلال حساب حاصل قسمة متوسط المربعات بين المجموعات على متوسط المربعات داخل المجموعات.

استخراج القيمة الفائية الجدولية:

لاستخراج القيمة الفائية الجدولية نعتمد درجتين للحرية هما:

- الأولى: (عدد المجموعات – 1) التي نبحث عنها في أعمدة جدول للقيم النظرية للقيمة الفائية.
- الثانية: (عدد أفراد جميع المجموعات – عدد المجموعات) التي نبحث عنها في صفوف جدول القيم النظرية للقيمة الفائية.

وأن قيمة تقاطع درجتي الحرية في الجدول تمثل القيمة الفائية الجدولية.

مثال:

يمثل الجدول الآتي درجات ثلاث مجموعات من الطلاب في اختبار ما والمطلوب حساب القيمة الفائية وبيان مدى دلالتها إحصائياً عند مستوى دلالة (0,05).

س	**4**	**5**	**7**	**9**	**11**	**-**
ص	**3**	**6**	**8**	**11**	**13**	**22**
ي	**7**	**9**	**13**	**16**	**-**	**-**

الحل:

س	ص	ي	$س^2$	$ص^2$	$ي^2$
4	3	7	16	9	49
5	6	9	25	36	81
7	8	13	49	64	169
9	11	16	81	121	256
11	13	-	121	169	-
-	22	-	-	484	-
36	63	45	292	883	555

مجموع مربعات كل الدرجات = 1730

حساب مجموع حاصل قسمة مربع كل مجموعة على عدد أفرادها=

$$= \frac{(36)^2}{5} = \frac{(63)^2}{6} = \frac{(45)^2}{4} = 1426,95$$

مجموع المربعات داخل المجموعات= 1730 – 1426,95= 303,05

درجة الحرية داخل المجموعات= 15 -3 = 12

متوسط المربعات داخل المجموعات= $\frac{303,05}{12} = 25,25$

حاصل قسمة مربع مجموع كل الدرجات على عدد أفراد كل المجموعات=

$$= \frac{(45+63+36)^2}{15} = 1382,4$$

مجموع المربعات بين المجموعات = 1426,95 – 1382,4 = 44,55

درجة الحرية بين المجموعات= 3 – 1 =2

متوسط المربعات بين المجموعات = $\frac{44,55}{2} = 22,28$

القيمة الفائية = $\frac{\text{متوسط المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل المجموعات}} = \frac{22,88}{25,25} = 0,88$

حساب درجات الحرية:

درجة حرية التباين بين المجموعات = عدد المجموعات – 1

درجة حرية التباين بين المجموعات = 3 -1= 2

درجة حرية التباين داخل المجموعات = عدد أفراد جميع المجموعات – عدد المجموعات

درجة حرية التباين داخل المجموعات= 5 + 6 + 4 – 3 = 12

استخراج القيمة الفائية الجدولية:

لاستخراج القيمة الفائية الجدولية نعتمد درجتين للحرية هما:

- الأولى: (عدد المجموعات – 1) التي تساوي (2) التي نبحث عنها في أعمدة جـدول القـيم النظريـة للقيم الفائية.
- الثانية: (عدد أفراد جميع المجموعات – عدد المجموعات) التـي تـساوي (153- =12) التـي بحـث عنها في صفوف جدول القيم النظرية للقيمة الفائية.

وأن قيمة تقاطع درجتي الحرية في الجدول تمثل القيمة الفائية الجدولية التي تساوي (3,8853).

تحديد مدى دلالة القيمة الفائية:

إن القيمة الفائية الجدولية المحسوبة = 0,88 وهي أقل من القيمة الفائية الجدولية عند مستوى دلالة (0,05) التي تساوي (3,8853)، لذا فإن القيمة الفائية المحسوبة غير دالة إحصائياً، ويوضح الجدول الآتي تحليل التباين كما يأتي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	القيمة الفائية	
				المحسوبة	الجدولية
بين المجموعات	44,550	2	22,275	0,882	3,885
داخل المجموعات	303,050	12	25,254		
المجموع	600,347	14			