" أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا ومربع أوميجا كمؤشرات لفحص الدلالة العملية في تحليل التباين الأحادي"

أ / ماجد بن عبد الفتاح بخاري

- ملخص الدراسة :

هدفت هذه الدراسة إلى استقصاء أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على الدلالة العملية للنتائج الإحصائية في حالة استخدام أسلوب تحليل التباين، وبصورة أكثر تحديدا حاولت الدراسة الحالية فحص أثر تحرر اختبار ف وتحفظه في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا كإحدى أهم المؤشرات التي قد تستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج.وللإجابة على أسئلة الدراسة الحالية، فقد تم اختيار عينات عشوائية من مجتمعات إحصائية إعتدالية افتراضية بحيث تم وبصورة قصدية بناء مجتمعات الدراسة، بحيث تكون متساوية التباين في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وتكون غير متساوية التباين في حالة انتهاك هذا الإفتراض، حيث تم في حالة التحرر سحب العينة الأكبر حجماً من المجتمع الأصغر تباينا، وتم سحب العينة الأكبر حجما من المجتمع الأكبر تباينا في حالة التحفظ.وتم في الدراسة الحالية اختيار ٣٠ عينة لكل حالة بحثية (عدم الانتهاك، والانتهاك مع تحرر ف، والانتهاك مع تحفظ ف) بهدف فحص قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا ضمن سياق تلك الحالات ثم تم إجراء المقارنات اللازمة للإجابة على أسئلة الدراسة حيث تم استخدام بعض الأساليب الإحصائية الوصفية واختبارت للعينات المترابطة والمستقلة.ودلت نتائج اختبارت على وجود فروق بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، وقد أشارت نتائج اختبارت على وجود فروق بين قيم مربع ايتا أو قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا أو متحفظا، ودلت النتائج أيضا على أن قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة التحفظ أكبر من قيمها في حالة التحرر. وقد أوصت الدراسة بضرورة فحص الافتراضات الخاصة باستخدام الأساليب الإحصائية المعلمية مثل اختبار "ف" وخاصة افتراض تجانس التباين قبل استخدام تلك الأساليب لتحليل البيانات إحصائيا، وفي حالة انتهاك افتراض تجانس التباين فان على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثر قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا عند استخدامها كمؤشرات لوصف الدلالة العملية للنتائج، ويجب تفسير النتائج الإحصائية للدراسات النفسية والتربوية عند استخدام الأساليب الإحصائية المعلمية تبعا لنتائج فحص الافتراضات الخاصة بتجانس التباين سواء فيما يتعلق بالدلالة الإحصائية أو الدلالة العملية للنتائج.

The Effect of Violation of Homogeneity of Variance Assumption on Eta Square and Omega Square Values as Indicators of Practical significance in One-Way Analysis of Variance.

Abstract

This study aimed at investigating the effect of violation of homogeneity of variance assumption on the practical significance of statistical tests when using ANOVA technique. More precisely, the study tried to investigate the effect of liberal and conservative F test in case of violation of homogeneity of variance assumption on the values of Eta and Omega squares as they are considered as typical indicators used to measure the practical significance of results.To answer the study's questions, random samples of virtual normal statistical population are drawn. Formulation of the study population were done deliberately where a uniform variance is used in case of non violation of homogeneity of variance, and non uniform in case of violation of the assumption. The largest sample sizes are paired with the smallest variant

population in case of liberal F test and the largest samples are paired with the largest variant population in case of conservative F test. A total of 30 samples have been selected for each study case (homogeneity of variance assumption met, violating the assumption in case of liberal F, violating the assumption in case of conservative F) in order to investigate the values of Etta and Omega squares within the context of these cases. Then the required comparisons are made so as to answer the questions of the study where the descriptive statistical analyses and T-test were used. The findings of T-test have shown that there is a relationship between the values of Eta and Omega Squares in case of non violation of homogeneity of variance assumption. While the results of T-test have shown that there is no relationships between the values of Eta and Omega squares in the case of violation and non violation of homogeneity of variance assumption when the F test is liberal or conservative. In addition, the results showed that the values of Eta and Omega squares are greater in the case of conservative F than their values in case of liberal F. The study recommended that it is necessary to investigate the assumptions of using statistical analysis such as F test and particularly the homogeneity of variance assumption before using such techniques for analyzing data statistically. In case of violation of homogeneity of variance assumption, the researcher should consider the consequences on Eta and Omega Squares values as they used as indicators for describing the practical significance. In addition, when using the parametric statistical techniques, the statistical findings of psychological and educational studies should be interpreted according to meeting the homogeneity of variance assumption in both of reporting statistical or practical significance.

- مقدمة:

من المشكلات التي واجهت الباحثين في مجال التربية وعلم النفس عند استخدام أساليب الإحصاء الاستدلالي هي أن الدلالة الإحصائية للنتائج تعتمد بصورةٍ أو بأخرى على حجم العينة، فقد تتغير النتائج من غير دالة إحصائيا إلى دالة إحصائيا نتيجة لزيادة حجم العينة. ومن هنا فقد جاءت الحاجة إلى وجود مقاييس لفحص الدلالة العملية للنتائج مع التقليل ما أمكن من دور حجم العينة في حساب وتفسير القيم الناتجة من خلال تلك المقاييس.

منذ سنوات طويلة والباحثون ينصحون باستخدام حجم الأثر في تفسير نتائج أبحاثهم للتمييز بين الدلالة العملية والدلالة الإحصائية لتلك النتائج. ويشكك العديد من المتخصصين في منهجية البحث النفسي والتربوي بالفائدة العملية للفرضيات الإحصائية في الإجابة عن كثير من الأسئلة البحثية. ومن المعلوم أن الفرضيات الإحصائية تجيب عن سؤال يتعلق بكون البيانات التي جمعها الباحث كافية لرفض الفرضية الصفرية (دالة إحصائيا) أو غير كافية لرفض تلك الفرضية الصفرية (غير دالة إحصائيا)، بمعنى أن الجواب عن الأسئلة الإحصائية يكون على الصورة: نعم توجد دلالة إحصائية أو لا توجد دلالة إحصائية (Thompson, 1998).

لكن السؤال الذي يبقى دائماً بحاجة إلى إجابة هو: إذا كانت الفروق دالة إحصائيا أو غير دالة إحصائيا، فإلى أي درجة كانت هذه الدلالة ذات فائدة عملية (SignificancePractical) وكذلك إلى أي درجة تشير عدم الدلالة الإحصائية إلى فروق ليست دالة على المستوى العملي (McLean& Ernest, 1997).

إن فكرة حجم الأثر (Effect Size) تقوم ببساطة على صياغة الفروق بين المتوسطات وذلك باستخدام الانحراف المعياري (Standard Deviation) كوحدة قياس لمقدار الفرق بين تلك المتوسطات، كما هو الحال في اختبار (ت) للعينات المترابطة والمستقلة (Cohen, 1988)، أو التعبير عن العلاقة بين المتغير المستقل من جهة، والمتغير التابع من جهةٍ أخرى، عن طريق استخراج حجم تباين المتغير التابع الذي يمكن تفسيره عن طريق المتغير المستقل، كما هو الحال في تحليل التباين، أي أن قيمة حجم الأثر تبين إلى أي درجة يمكن التنبؤ بالمتغير التابع، أو تفسيره من خلال المتغير المستقل (Mcclain, 1995).

من جهة أخرى فقد دلت الأبحاث الإحصائية التي قام بها رونلاد فشر R.Fisher في عام ١٩٢٣م على أهمية التباين في الميادين المختلفة لعلوم الحياة، وخاصة في الكشف عن مدى تجانس العينات، ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة. وقد كان لبيرت Burt الريادة في تطبيق هذا الأسلوب في العلوم النفسية والتربوية (البهي السيد، ١٩٧٩م).

ويذكر الزراد (١٩٨٨م) وكذلك البلداوي (١٩٩٧م) وعدس (١٩٩٧م) أنه يشترط لاستخدام تحليل التباين بصفة عامة عدة شروط هي:

- استقلالية المجموعات موضع المقارنة.
- أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات ذات توزيعات طبيعية.
- أن تكون تباينات المجتمعات متساوية بمعنى تجانس التباين بين المجتمعات

أي:

$$\delta_1^2 = \delta_2^2 = \ldots\ldots = \delta_k^2$$

ويقصد بتجانس التباين أن تباين البيانات في مجتمعات الدراسة متساوية وإذا كان هناك عدم تساوي في التباين هذا يعني انتهاك لافتراض تجانس التباين. فعلى سبيل المثال إذا تضمنت الدراسة ثلاثة مجتمعات فان الفرضية الصفرية التي يتم فحصها للتحقق من افتراض تجانس التباين تكون على النحو التالي:

$$H_0 : \delta_1^2 = \delta_2^2 = \delta_3^2$$

من المعروف من خلال الدراسات السابقة والأدب المتعلق بمنهجية البحث أن انتهاك افتراض تجانس التباين لا يؤخذ بعين الاعتبار بصورة جدية من قبل الباحث إلا في حالة وجود فروق بين أحجام العينات. وبمعنى آخر يعتبر انتهاك

افتراض تجانس التباين مؤثراً على قيمة ف في حالة تحول تصميم الدراسة من تصميمٍ متزن إلى تصميم غير متزن، ففي هذه الحالة فان اختبار ف يصبح متحررا (Liberal) إذا سحبت العينة الأكبر حجما من المجتمع الأصغر تباينا ويعتبر متحفظا (Conservative) إذا سحبت العينة الأكبر حجما من المجتمع الأكبر تباينا.

وقد توصلت العديد من الدراسات إلى أن انتهاك افتراض تجانس التباين يؤدي إلى رفع قيمة احتمال وقوع الباحث في الخطأ من النوع الأول (رفض الفرض الصفري عندما يكون هذا الفرض صحيحا في المجتمع) (Lix, Keselman& Keselman, 1998). ولكن ما هو أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على الخطأ من النوع الثاني أو بالأحرى الدلالة العملية للنتائج؟ هذا ما تحاول الدراسة الحالية الكشف عنه.

- مشكلة الدراسة و تساؤلاتها:

اهتمت العديد من الدراسات بفحص تأثير انتهاك الافتراضات الخاصة بالأساليب الإحصائية المعلمية على نتائج تلك الأساليب. وهناك علاقة واضحة ومعروفة لأثر انتهاك افتراض تجانس التباين على مستوى الدلالة الإحصائية. ومن المعروف أيضا وجود علاقة بين قوة الاختبار من ناحية والدلالة الإحصائية وحجم العينة من ناحية أخرى. وبما أن حجم الأثر هو أسلوب يستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج الإحصائية فانه من المهم أيضا - من وجهة نظر الباحث - فحص مقدار وكيفية تأثره بانتهاك تلك الافتراضات. وبصورة أكثر تحديدا فان الدراسة الحالية تهتم بفحص تأثير انتهاك افتراض تجانس التباين في اختبار "ف" على مقدار حجم الأثر في حالة استخدام أسلوبي مربع ايتا ومربع أوميجا، لذلك فإن الدراسة الحالية تهدف إلى الإجابة على التساؤل الرئيسي:

ما تأثير انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا كقيم تدل على الدلالة العملية للنتائج الإحصائية المستخدمة لاختبار ف؟

ويتفرع منه التساؤلات الفرعية التالية:

- هل هناك اختلاف بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين؟
- هل تتأثر قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا مقارنة بقيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين؟
- هل تتأثر قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا مقارنة بقيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين ؟
- هل هناك اختلاف بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا؟

- هل تتأثر قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا مقارنة بقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين ؟
- هل تتأثر قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا مقارنة بقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين ؟
- هل هناك اختلاف بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا؟

• أهداف الدراسة:

- دراسة واستقصاء أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على الدلالة العملية للنتائج الإحصائية في حالة استخدام أسلوب تحليل التباين.
- تحديد الفروق في حساسية كل من قيم مربع ايتا ومربع أوميجا كمؤشرات للدلالة العملية للنتائج الإحصائية عند انتهاك افتراض تجانس التباين.

• أهمية الدراسة:

ترجع أهمية الدراسة بكونها:

- تتعلق بموضوع هام وهو أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على تحديد قيم حجم الأثر حيث يرتبط هذا الموضوع بتفسير نتائج الدراسات التي تستخدم أسلوب اختبار "ف" لتحليل البيانات الإحصائية ومعرفة الدلالة العملية لتلك النتائج.
- تهدف إلى التعرف على أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا ومربع أوميجا.
- تقدم توصيات للباحثين لاستخدام قيم مؤشرات الدلالة العملية المناسبة عند انتهاك افتراض تجانس التباين.

• حدود الدراسة:

تتحدد إمكانية تعميم نتائج الدراسة الحالية في ضوء:

- عدد العينات: استخدم الباحث ٣٠ عينة فقط لتمثل كل حالة من حالات الدراسة (عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، وانتهاك الافتراض في حالة التحرر أو التحفظ).
- جميع المجتمعات التي سحبت منها عينات الدراسة كانت اعتدالية.
- اقتصر الباحث على قيمتين فقط كمؤشرات للدلالة العملية وهما قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا.
- جميع البيانات تم توليدها من برنامج توليد البيانات العشوائية Random Number Generator (http://stattrek.com/Tables/Random.aspx).
- اقتصرت الدراسة على فحص أثر انتهاك افتراض تجانس التباين في حالة اختبار تحليل التباين الأحادي فقط دون غيره من الأساليب الإحصائية البارامترية.

- مصطلحات الدراسة:
- تجانس التباين (**Homogeneity of Variance**):

أن يكون للمجتمعات التي استمدت منها المجموعات موضع المقارنة نفس التباين. (الشربيني، ١٩٩٥م)

- تحليل التباين الأحادي (**One – way Analysis of Variance**):

الأسلوب الإحصائي الذي يهتم بالكشف عن الفروق بين عدد من المجموعات في متغير تابع واحد وكل مجموعة من هذه المجموعات يطلق عليها معالجة Treatment. **(الشربيني، ١٩٩٥م)**

- قوة الاختبار (**Power of the Test**):

قدرة الاختبار الإحصائي على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئة ويرمز له بالرمز P**، حيث أن :** $P = 1 - \beta$ **. (عودة والخليلي، ١٩٨٨م)**

- الدلالة العملية (**Practical Significance**):

تستخدم الدلالة العملية للدلالة على قوة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع، ويمكن تعريفها بأنها: نسبة ما يفسره المتغير المستقل من تباين للمتغير التابع. (الصياد، ١٩٨٨م)

- مؤشر مربع ايتا (**Eta Square**" η^2 "):

أحد المؤشرات الإحصائية التي تستخدم لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام أسلوب تحليل التباين لفحص الفرضيات الصفرية وهو يشير بصورة أساسية إلى نسبة التباين الذي يفسره المتغير المستقل من تباين المتغير التابع (Cohen, 1988).

- مؤشر مربع أوميجا (**Omega Square** " ω^2 "):

أحد المؤشرات الإحصائية التي تستخدم لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج وهو يعتمد على فحص نسبة التباين المفسر إلى التباين غير المفسر وهو أقل تحيزاً من مربع ايتا (Hays, 1973).

- انتهاك افتراض تجانس التباين في حالة التحرر **Liberal Violation of Homogeneity of Variance:**

عندما ينتهك افتراض تجانس التباين ولا تتساوى أحجام العينات وبحيث يكون التصميم الإحصائي غير متزن وعندما يكون التباين الأصغر مع المجموعة الأكبر حجماً.

- انتهاك افتراض تجانس التباين في حالة التحفظ **Conservative Violation of Homogeneity of Variance**

عندما ينتهك افتراض تجانس التباين ولا تتساوى أحجام العينات وبحيث يكون التصميم الإحصائي غير متزن وعندما يكون التباين الأكبر مع المجموعة الأكبر حجماً.

- الإطار النظري :
- تحليل التباين: **(Analysis of Variance)**

عندما يتم المقارنة بين متوسطين فان الأسلوب الإحصائي المستخدم هو اختبار "ت"، ولكن عندما يكون الهدف المقارنة بين أكثر من متوسطين فان أسلوب اختبار "ت" قد يعطي نتائج خاطئة. وكلما زاد عدد المتوسطات كلما زاد احتمال الخطأ وقل احتمال اتخاذ قرارصحيح، لذلك كان لابدمن التفكيرفي أسلوب آخر بديل يوفر الوقت والجهد وفي الوقت نفسه لايقلل احتمال اتخاذ القرار الصحيح أو يزيد احتمال الخطأ في اتخاذ القرار، هذاالأسلوب يسمى "تحليلالتباين" وهو أحد الأساليب الإحصائية المستخدمة في معرفة هل هناك فروق بين المتوسطات أم لا، وهل المتوسطات متساوية مرة واحدة دون أخذهم اثنين اثنين ودون أن ينخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح أو يزيد احتمال الخطأ عنداتخاذه، وهو الذي يسمى اختصارا ANOVA وهو اختصارللمصطلح الإنجليزي Analysis of Variance (McDaniel, 2005).

ويذكر عدس (١٩٧٣م، ص١٩٣) بأن تحليل التباين هو الذي يعتمد في جوهره على تجزئة التباين العام الذي يخص جميع المشاهدات إلى تباينات جزئية يقيس كل واحد منها التباين الخاص بمجموعة معينة من البيانات، حيث يمثل كل منهما أو يقيس أحدمصادر التغير أوالاختلاف Source of Variation**يمثل أحدها التغير بسبب المعاملات (أو المجتمعات) المختلفة، ويمثل الآخرالتغيربسبب الأخطاء، ثم تعرف الإحصائية (أوالاختبار) F بأنهاخارج قسمةالتباين بسبب المعاملات على التباين بسبب الأخطاء وهكذا .أي أنه يتم حساب التباين بسبب المعاملات، والتباين بسبب الأخطاء فنحصل على قيمةFالمحسوبة وبمقارنة هذه القيمة بالقيمة الجدولية Fنصل إلى قرار إمابقبول الفرضية الصفرية أوعدم قبولها عندمستوى المعنوية المطلوب، ولتحليل التباين تطبيقات كثيرة في مختلف المجالات (** Tabachnick& Fidell, 2001).

وقد دلت الأبحاث الإحصائية التي قام بها رونلاد فشر R.Fisher **في عام ١٩٢٣م على أهمية التباين في الميادين المختلفة لعلوم الحياة، وخاصة في الكشف عن مدى تجانس العينات، ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة. وقد كان لبيرت** Burt **الريادة في تطبيق هذا الأسلوب في العلوم النفسية والتربوية (البهي السيد، ١٩٧٩م).**

ويعرف تحليل التباين كما يشير طه والقاضي (١٩٩٤م، ص٢٢٣) بأنه "أسلوب إحصائي الهدف منه تقسيم مجموع مربعات الانحراف الكلي إلى مكوناته الأساسية ومن ثم إرجاع كل هذه المكونات إلى مصدره".

وتعتمد الطريقة الإحصائية لتحليل التباين على الخطوات التالية:

- **حساب مجموع المربعات داخل المجموعات.**

- حساب مجموع المربعات بين المجموعات.
- حساب درجات الحرية لتحويل مجموع المربعات إلى التباين المقابل لها، وللكشف عن الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية.
- حساب النسبة الفائية، والكشف عن دلالتها الإحصائية، وذلك لمعرفة مدى تجانس واختلاف تلك المجموعات (البهي السيد، ١٩٧٩م، ص٦٧١).

• استخدامات تحليل التباين:

هناك العديد من الفوائد لاستخدام هذا النوع من التحليل الإحصائي ومنها:

- يفيد في قياس مدى تجانس المفردات (Items) التي تتكون منها الاختبارات النفسية والتربوية والاجتماعية.
- يستخدم في قياس الفروق الفردية والجماعية في الأداء وفي السمات العقلية والشخصية وقياس الدلالة الإحصائية لذلك، نظراً لأنه يعتمد على حساب مدى انحراف كل فرد عن متوسط الأفراد، أو انحراف متوسط كل جماعة عن متوسط الجماعات.
- يفيد في قياس عوامل الخطأ للفروق الناتجة من اختلاف المجتمعات الأصلية للعينات، مثل اختلاف النوع،المستوى الدراسي، المستوى الاجتماعي والاقتصادي، التحصيل، المهارة (الزراد، ١٩٨٨م).
- طريقةلتحليل نتائج عدد من التجارب المتوازنة تحدث كل منها في ظروف موحدة ، وعلى مجموعات متجانسة (McDaniel, 2005).

وسوف يتناول الباحث في هذه الدراسة أبسط حالة لتحليل التباين والتي تسمى التصنيف الأحادي One Way Classificationمع العلم بأن هناك حالات أخرى كثيرة لتحليل التباين منها على سبيل المثال تحليل التباين الثنائي Two way Analysis.

• تحليل التباين الأحادي: **(One Way Analysis of Variance)**

يعتبر هذاالتصنيف هو أبسط أنواع تحليل التباين، حيث تصنف المشاهدات إلى عدة مجموعات على أساس متغير واحد أوخاصية واحدة، وهناك أشكال مختلفة لتحليل التباين تتوقف على عدد المتغيرات المستقلة والتابعة، وأبسط هذه الأشكال هو تحليل التباين الأحادي الذي يهتم بالكشف عن الفروق أو الاختلافات بين عدد من المجموعات في متغير تابع واحد وكل مجموعة من هذه المجموعات يطلق عليها معالجة Treatment(الشربيني، ١٩٩٥م، ص١٦٧)، ويذكر عودة والخليلي (١٩٨٨م) بأن تحليل التباين لاتجاه واحد يفيد الباحث في اختبار الاختلافات بين عدد من المجموعات في متغير تابع واحد. ومما سبق نجد أن تحليل التباين لاتجاه واحد هو أحد أشكال تحليل التباين ويتم بالكشف عن الفروق أو الاختلافات بين عدد من المجموعات في متغير تابع واحد وعدة مستويات مستقلة.

• افتراضات استخدام تحليل التباين الأحادي:

يذكر الزراد (١٩٨٨م) وكذلك البلداوي (١٩٩٧م) وعدس (١٩٩٧م) أنه يشترط لاستخدام تحليل التباين في اتجاه واحد عدة شروط هي:

- أن تكون العينات عشوائية مستقلة، ويتم التحقق من هذا الشرط عند سحب العينات.
- أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات ذات توزيع طبيعي.
- أن تكون تباينات المجتمعات متساوية بمعنى تجانس التباين بين المجتمعات

أي:

$$\delta_1^2 = \delta_2^2 = ... = \delta_k^2$$

وتصنف البيانات عادةً في هذاالتحليل على النحو التالي:

المجتمع	المشاهدات 1 2 .....N
1	$Y_{11}\ Y_{12}\ .....\ Y_{1n}$
2	$Y_{21}\ Y_{22}\ .....\ Y_{2n}$
:	:
K	$Y_{k1}\ Y_{k2}\ .....\ Y_{kn}$

حيث يمثل الصف الأول مشاهدات العينةالأولى أي المسحوبة من المجتمع الأول، ويمثل الصف الثاني مشاهدات العينةالمسحوبة من المجتمع الثاني...وهكذايمثل الصف الأخيرمشاهدات العينةالمسحوبة من المجتمع الأخير رقم K.

كما تكون خطوات الاختبار للفرضية كما يلي (McDaniel , 2005):

- الفرض الصفري: هو أن متوسطات هذه المجتمعات متساوية، وبالرموز:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = ... = \mu_k$$

- الفرض البديل: هو أن بعض هذه المتوسطات غير متساوية (أو يوجد متوسطان على الأقل غير متساويين).

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq .... \neq \mu_k$$

- إحصائية الاختبار: في هذه الحالة يرمز لها بالرمز F وتأخذ الشكل التالي:

$$F = \frac{S_B^2}{S_W^2}$$

معادلة رقم (١)

حيث: S_B^2 هوالتباين بين المجموعات

S_W^2 هوالتباين داخل المجموعات

ويمكن الحصول على الإحصاءةF بتنظيم الحسابات في جدول يسمى "جدول تحليل التباين الأحادي"كمايلي(Harwell et al, 1992):

جدول رقم (١): تحليل التباين في اتجاه واحد

مصادر الاختلاف S.V	درجات الحرية DF	مجموع مربعات الانحراف SS	متوسط التباين MS	قيمة F المحسوبة FCAL	قيمة F الجدولية FTAB
بين المجموعات Between Groups	K–1	$SS_B = \frac{\sum T_K^2}{n} - \frac{(\sum X)^2}{N}$	$S_B^2 = \frac{SS_B}{K-1}$	$F = \frac{S_B^2}{S_W^2}$	$F(\alpha/2, V_1, V_2)$
داخل المجموعات Within Groups	$N-K$	$SS_W = SS_T - SS_B$	$S_W^2 = \frac{SS_W}{N-K}$		
الكلي Total	$N-1$	$SS_T = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$			

وسوف نوضح من المثال كيفيةحساب المقادير الثلاثة SS_T SS_B SS_W ,

- حدودمنطقتي القبول والرفض: ويتم الحصول عليهامن جدول توزيع Fبدرجات حرية للبسط K–1 وللمقام $N-K$.
- المقارنة والقرار: إذاكانت قيمةF المحسوبة أقل من قيمة F الجدولية فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل والعكس صحيح.

- مثال على تحليل التباين الأحادي (في: طه، ٢٠١٠):

قام أحد الباحثين بدراسة أثر ثلاث طرق تدريس على تحصيل الطلاب في مقرر مادة الرياضيات وحصل على البيانات التالية:

المجموعات	المشاهدات					المجموع
	1	2	3	4	5	
المجموعة الأولى	2	6	5	4	5	22
المجموعة الثانية	7	7	8	9	7	38
المجموعة الثالثة	3	7	3	2	4	19

والمطلوب اختبار الفرض الصفري القائل بعدم وجود فروق دالة إحصائياً بين متوسط درجات التحصيل لدى الطلاب تعزى إلى اختلاف طرق التدريس، إذا علمت أن: $F(0.025,2,12) = 3.88$ عند مستوى دلالة 0.05 .

- الحـــل:

المعطيات: $K = 3$, $n = 5$, $N = 15$

خطوات الحل:

- **الفرض الصفري:**

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

- **الفرض البديل:**

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$$

حساب قيم F الإحصائية: من معادلة رقم (١) وهي: $F = \frac{S_B^2}{S_W^2}$

وتكون الحسابات التفصيلية لتحليل التباين كما يلي:

$$SS_B = \frac{\sum T^2}{n} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

$$SS_B = \frac{(2+6+5+4+5)^2 + (7+7+8+9+7)^2 + (3+7+3+2+4)^2}{5} - \frac{(2+6+5+4+5+7+7+..)^2}{15}$$

$$SS_B = \frac{484+1444+361}{5} - \frac{6241}{15} = \frac{2289}{5} - \frac{6241}{15} = 457.8 - 416.07 = 41.73$$

$$SS_T = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

$$SS_T = (2^2 + 6^2 + 5^2 + 4^2 + 5^2 + 7^2 + 7^2 + ...) - \frac{(79)^2}{15} = 485 - 416.07 = 68.93$$

$$SS_W = SS_T - SS_B$$

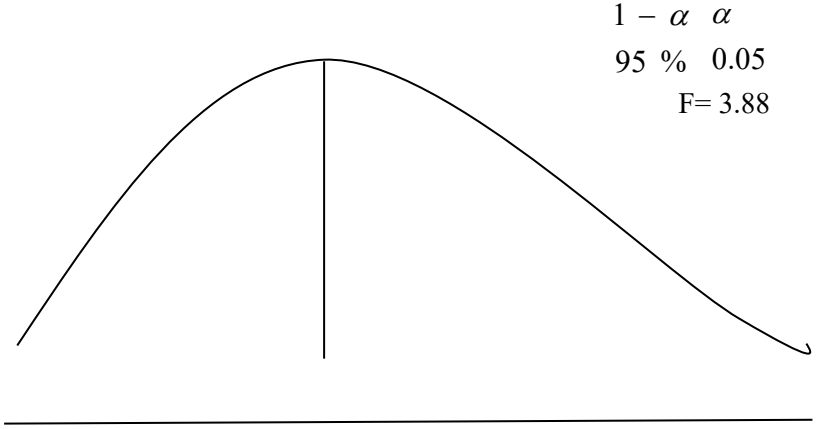
$$SS_W = 68.93 - 41.73 = 27.2$$

ثم نكون جدول تحليل التباين كما يلي:

مصادر الاختلاف S.V	درجات الحرية DF	مجموع مربعات الانحراف SS	متوسط التباين MS	قيمة F المحسوبة FCAL	قيمة F الجدولية FTAB
بين المجموعات Between Groups	K−1 3-1=2	$SS_B = \frac{\sum T_K^2}{n} - \frac{(\sum X)^2}{N}$ 41.73	$S_B^2 = \frac{41.73}{2}$ 20.87	$F = \frac{S_B^2}{S_W^2}$ $\frac{20.87}{2.27} = 9.19$	$= F(0.025,2,12)$ 3.88
داخل المجموعات Within Groups	$N-K$ 15-3=12	$SS_W = SS_T - SS_B$ 27.2	$S_W^2 = \frac{27.2}{12}$ 2.27		

الكلي Total	$N-1$ 15-1=14	$SS_T=\sum X^2-\frac{(\sum X)^2}{N}$ 68.93			

- **حدود منطقتي القبول والرفض: من جدول توزيع F وعند مستوى دلالة 0.05 وبدرجات حرية 2للبسط، 12 للمقام نجد أن F الجدولية تساوي 3.88 ويمكن توضيح ذلك بالرسم كما يلي:**



شكل رقم ١: يبين حدود منطقتي القبول والرفض

- **المقارنة والقرار: وحيث أن قيمة Fالإحصائيةالمحسوبة والتي تساوي9.19 أكبر من القيمة الجدولية والي تساوي 3.88 فإنهاتقع في منطقة الرفض وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل، أي أنه يوجد تأثير لطرق التدريس على تحصيل الطلاب.**

- أسباب استخدام تحليل التباين الأحادي:

لجأ الاحصائيون والباحثون لتحليل التباين عندما أرادوا معرفة تساوي متوسطات ثلاثة مجتمعات أو أكثر وذلك بدلا من استخدام اختبار "t" الذي يتطلب أن تتم المقارنات بين متوسطات مجتمعين، والذي يترتب على استخدامه كثير من الصعوبات والمشاكل كما يلي:

- **الجهد المبذول في عقد المقارنات حيث أن:**

$$\text{عدد المقارنات} = \frac{\text{عدد المجموعات} \times (\text{عدد المجموعات} - ١)}{٢}$$

- **إضعاف عملية المقارنة:**

عند كل استخدام لاختبار "t" يتم المقارنة بين كل متوسطين لمجموعتين على حدة وبالتالي تهمل بقية المعلومات عن المجموعات الأخرى والتي يجب أخذها بعين الاعتبار لأنها جزء يجب ألا ينفصل وبالتالي فهي تؤثر على قوة المقارنة.

◄◄ مخاطرة الوقوع في خطأ من النوع الأول:

نظراً لأن استخدام اختبار "t" يتم تكراره عدة مرات لعقد المقارنات لذا فإنه يزيد من المخاطرة في الوقوع في خطأ من النوع الأول، لأن عدد المقارنات ومستوى الدلالة يرتبطان باحتمالية الوقوع أو ارتكاب خطأ أو أكثر من النوع الأول طبقا للعلاقة التالية:

احتمالية الوقوع في خطأ من النوع الأول = $1-(1-\alpha)^r$

حيث أن r : عدد المقارنات.

α : مستوى الدلالة المستخدم في هذه المقارنات (احتمال الوقوع في خطأ) (الشربيني، ١٩٩٥م، ص١٦٦).

• تجانس التباين: (Homogeneity of Variance)

تجانس التباين يعني أن يكون للمجتمعات التي استمدت منها المجموعات موضع المقارنة نفس التباين إلا أن لها بالطبع متوسطات مختلفة أي أن:

$$\delta_1^2 = \delta_2^2 = \ldots\ldots = \delta_k^2$$

إن عواقب عدم تحقق هذا الشرط لا تكون ذات أهمية إذا راعى الباحث أن يكون حجم عيناته متساويا، أما إذا كانت المجموعات محل المقارنة ذات أحجام عينات غير متساوية فيجب على الباحث التأكد من تحقيق افتراض التجانس. (فهمي، ٢٠٠٥م، ص٤٧٠)

ويذكر أبو شعيشع (١٩٩٧م) بأن "اختلاف تجانس التباين يتسبب في كبر قيمة F مما يؤدي إلى احتمالية كبيرة في رفض الفرض الصفري ومن ثم الوقوع في خطأ من النوع الأول". وعلى الرغم من أهمية هذا الافتراض إلا أنه من الصعب على الباحث أن يتأكد من توافره في بياناته بمجرد النظر،أضف إلى ذلك أن الباحث من النادر أن يعرف تباينات الأصل، والى أي حد تكون الاختلافات فيها ـ كما هو متوقع ـ ناجمة عن أخطاء العينة فحسب (أي العشوائية والمصادفة) وبالمثل فان تقديرات الأصل المعتمدة على العينة قد تختلف أيضا، ولا يعلم الباحث إن كان هذا الاختلاف يرجع إلى أخطاء العينة أو إلى اختلافات حقيقية بين تباين الأصل.

• اختبارات تجانس التباين:

هنالك العديد من الاختبارات التي يتم تطبيقها على المتغيرات للكشف عن تجانسها أو تغايرها و سنورد هنا أهم هذه الاختبارات:

- اختبار ليفين: **(Levene, 1960) Levene's Test**

هو اختبار إحصائي استدلالي للتحقق من تساوي تباينات مجموعة من العينات، وتعتمد فكرة الاختبار على فحص الفرضية الصفرية التي تنص على أن تباينات المجتمعات متساوية، وعند رفض هذه الفرضية الصفرية فان ذلك يعني عدم تحقق افتراض تجانس التباين بين المجموعات. والمعادلة المستخدمة في اختبار هذه الفرضية الصفرية هي:

$$W = \frac{(N-k)\sum_{i=1}^{k} N_i (Z_{i.} - Z_{..})^2}{(k-1)\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{N_i} (Z_{ij} - Z_{i.})^2}$$

معادلة رقم (٢)

حيث: W هي قيمة اختبار ليفين

k عدد المجموعات

N حجم العينات الكلي

N_i حجم العينة في المجموعة رقم i

Y_{ij} هي قيمة المتغير التابع في العينة j من المجموعة i

$Z_{i.}$ هو متوسط قيمة Z_{ij} للمجموعة i

$Z_{..}$ هو متوسط كل قيم Z_{ij}

- مفهوم الدلالة **(Significance):**

إن استخدام مصطلح "الدلالة Significance" يشير إلى درجة الفرق بين المتغيرين أو بين متوسطي العينتين، فرفض الفرض الصفري يسمح للباحث الاستنتاج أن الطريقة (١) مثلا أفضل من الطريقة (٢)، وقد يكون هذا صحيحا ولكن ليس دائما. (Markel, 1985)

- أنواع الدلالة :

- أولاً الدلالة الإحصائية **(Statistical Significance):**

استخدم العلماءاختبارات الدلالة الإحصائية لأغراض البحث منذ أوائل القرن الثامن عشر، ولقد تقدمت تطبيقات اختبارات الدلالة الإحصائية إلى حدٍ كبير في الثلاث مائة عام الماضية، خاصة مع ظهور الكمبيوتر والتطورات التكنولوجية الحديثة. ومع ذلك يرتكز قدر كبير من الاختبارات الإحصائية اليوم على نفس المنطق المستخدم في الاختبارات الإحصائية الأولى في أوائل القرن العشرين من خلال عمل فيشر، نيومان، وأسرة بيرسون(Huberty, 1993).

إن مفهوم الدلالة الإحصائية له تسميات مختلفة منها اختبار الفروض الإحصائية أو اختبار الدلالة الإحصائية أو دلالة الفروق أو قواعد اتخاذ القرار. ويرى الصياد وحبيب (١٩٩٠م) بأن الدلالة الإحصائية تعني درجة اقتراب قيمة مقاييس العينات من مقاييس المجتمع الأصلي، ويمكن اكتشافها بواسطة

الاختبار الإحصائي وهو مجموعة من القواعد تمكن الباحث من رفض أو قبول الفرض الإحصائي وبموجبه يمكن الحكم على الفرض الإحصائي، ومقدار الثقة في القرار المتخذ سواءً كان القرار بالرفض أو القبول يسمى "بدرجة الثقة" ونطلق مصطلح مستوى الدلالة على مقدار درجة الثقة.إن اختبارات الدلالةالإحصائية هي التي تخبرنا باحتمالية أن تكون العلاقة التي نعتقد بوجودها هي نتيجة صدفة عشوائية، وتخبرنا أيضا بمدى احتمالية أننا على خطأمن خلال الافتراض بوجود علاقة مابين المتغيرات. ولايمكن لناأن نكون على قناعة بنسبة ١٠٠٪ بوجود علاقة بين المتغيرين، فهنالك العديدمن مصادرالخطأالتي يجب علينا ضبطها، وعلى سبيل المثال: الخطأ في اخذالعينة أوتحيز الباحث ومشاكل الدقة والصدق ومشاكل أخرى بسيطة. وباستخدام نظرية الاحتمالات ومنحنى التوزيع الطبيعي يمكننا تحديد احتمالية وجودخطأعندما نعتبار أن اعتقادنا بوجود علاقة صحيح، وإذاكانت احتمالية كوننا مخطئين قليلةجدا ففي هذا الحالة نعتبر ملاحظتنا بوجود علاقة بين المتغيرين ملاحظة ذات دلالة إحصائية (Waddel, 1989).

إن الدلالةالإحصائية تعني وجود فرصة كبيرة لصحة الافتراض بوجود علاقة بين المتغيرات، ولكن الدلالة الإحصائية تختلف في نفس الوقت عن الدلالة العملية Practical Significanceفقد تكون بعض النتائج ذات دلالةإحصائية ولكن الآثار المترتبة على هذه النتائج تكون غير ذات جدوى في التطبيق العملي، ولذلك يجب على كل باحث أن يطبق كلامن اختبارات الدلالة الإحصائية والدلالة العملية. وعلى سبيل المثال فقد نجد بأن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين عمر المواطن ونسبة الرضا عن الخدمات الترفيهية في المدينة، فنجد بأن المواطنين الأكبر عمرا أقل رضا بنسبة ٥٪ عن الخدمات في المدينة من المواطنين الأصغر سنا، ولكنه لالـ ٥٪ تشكل فرقا كبيرا يمكن أخذه بعين الاعتبار؟ (King, 2010)

في معظم الأحيان عندما تكون نسبةالفرق صغيرة ولكنها ذات دلالة إحصائية فان ذلك مرده إلى كبر حجم العينة المأخوذة، ففي العينات صغيرة الحجم تكون الفروقات غيركافية لتشكل دلالةإحصائية. وقدم (Shaver, 1993) في مجلة التربية التجريبية وصفا لماهية اختبار الدلالة وقائمة بالافتراضات الداخلة في اختبار الدلالة الإحصائية، وشدد شيفر منهجيا على أهمية افتراضات الاختيار العشوائي لأفراد العينة وتوزيعهم العشوائي إلى مجموعات البحث. وشملت أدبيات مناهج البحث في السنوات الأخيرة هجوما صريحا ومباشرا على اختبار الدلالة الإحصائية، يستند هذا الهجوم على ما إذا كان لاختبار الدلالة الإحصائية أهمية وقيمة في الإجابة على أسئلة البحوث التي يطرحها الباحثون. وردا على الهجمات التي يتلقاها اختبار الدلالة الإحصائية، ردت الجمعية الأمريكية لعلم النفس APA بلهجة تحذيرية في أحد مجلات الأبحاث الرائدة في مجال العلوم الاجتماعية قائلة: لا يوصي فريق العمل بالجمعية بفرض حظر

على اختبار الدلالة، ولكن توصي علماء النفس بأن يلقوا نظرة فاحصة على البيانات الخاصة بهم (Thompson, 1998).

قدم (Carver, 1978) نقداً ضد اختبار الدلالة الإحصائية وأشار إلى أنه على الرغم من كل النقد الموجه لهذا الاختبار إلا أن التغيرات في الممارسات البحثية ما زالت طفيفة. بعد خمسة عشر عاما ركزت الحجج التي قدمها (Carver, 1993) في مجلة التعليم التجريبي على الجوانب السلبية من اختبار الدلالة وعرض سلسلة من الطرق للتقليل من أهمية الاختبار، وقد اختلفت الحجج في مقال Carver لعام ١٩٩٣م عن مقاله لعام ١٩٧٨م في التحول من نهج متعصب مضاد للدلالة الإحصائية والتوجه نحو نهج يجمع أكثر من منهج.

إن إحدى أهم تأكيدات الانتقادات في الممارسات المعاصرة هو أنه يجب على الباحثين تقييم الأهمية العملية للنتائج وليس فقط الأهمية الإحصائية، واتفق (Kirk, 1996) على أن اختبار الدلالة الإحصائية جزء ضروري من التحليل الإحصائي، وأكد أن الوقت قد حان لتضمين الدلالة العملية في النتائج، في دفاعه عن ضرورة استخدام الدلالة الإحصائية ولكنها غير كافية لتفسير البحوث، وذكر (Huberty, 1993) أنه ينبغي ألا يعتمد الباحثون التجريبيون حصريا على الدلالة الإحصائية لتقييم نتائج الاختبارات الإحصائية وإجراء بعض أنواع قياس حجم الأثر.

وتعبر الدلالة الإحصائية لاختبارات الفروق عن دلالة الفروق الظاهرية، بمعنى أن البيانات كافية لرفض الفرضية الصفرية، إلا أن الدلالة الإحصائية تتأثر بحجم العينة، فعندما تكون العينات كبيرة الحجم يكون الفرق دال إحصائيا، ويعزى ذلك إلى أن الخطأ المعياري Standard Error يقل كلما كان حجم العينة كبيرا، وكلما انخفضت قيمة الخطأ المعياري أصبحت قيمة إحصائي الاختبار أكبر وبالتالي أقرب إلى أن تكون دالة. وتتأثر قيمة إحصاء الاختبار بحجم العينة كما توضحها المعادلة التالية:

قيمة الإحصائي = د (حجم الأثر × حجم العينة) معادلة رقم (٤)

وبالتالي يمكننا القول بأن قيمة الاحصاءة هي دالة لكلاً من حجم الأثر وحجم العينة، أي أن قيمة الإحصائي ممكن أن تكون دالة إحصائيا في العينات الكبيرة حتى لو كان حجم الأثر صغيرا. (الجضعي، ٢٠٠٥م، ج٢)

- قوة الاختبار **(Power of the Test):**

ذكر عودة والخليلي (١٩٨٨م) أن قوة الاختبار هي قدرة الاختبار الإحصائي على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئة، وهي أيضا تكون على صورة احتمال تعتمد قيمته بشكل مباشر على احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الثاني، حيث أن : $P = 1 - \beta$

حيث أن β : احتمال الخطأ من النوع الثاني (قبول الفرض الصفري وهو في الحقيقة خاطئ).

وزيادة قوة الاختبار تعني تماماً تخفيض احتمال الخطأ من النوع الثاني بسبب العلاقة العكسية بينهما.

وقد حدد (عودة والخليلي، ١٩٨٨م) عدداً من العوامل التي تتأثر قوة الاختبار بها، ومن هذه العوامل ما يلي:

- حجم العينة: تزداد قوة الاختبار بزيادة حجم العينة، فالعينات الكبيرة جداً تجعل أي فرق بسيط بين الإحصائي والمعلم المناظر له فرقا ذا دلالة إحصائية، فكبر حجم العينة يؤدي إلى ظهور أي أثر للمتغير المستقل على المتغير التابع.
- مستوى الدلالة (α): تزداد قوة الاختبار بازدياد قيمة مستوى الدلالة، وهي القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب خطأ من النوع الأول، وتوجد علاقة بين α ، β فزيادة أحدهما يرافقها نقصان الآخر ولكن ليس بنفس المقدار.
- أي أن الاختبار الذي يعطي مثلا مستوى دلالة (٠,٠١) يعد أقوى كفاءة من الاختبار الذي يعطى لنفس ذلك الحجم مستوى دلالة (٠,٠٥).
- علاقة القيمة الحقيقية للمعلم بقيمته في الفرضية الصفرية: تزداد قوة الاختبار الإحصائي كلما ابتعدت القيمة الحقيقية للمعلم عن القيمة المفروضة للجهتين: القيم الأعلى والقيم الأقل، وتكون قوة الاختبار في نهايتها الصغرى عندما تكون القيمة الحقيقية مساوية تماما للقيمة المفروضة.
- الاختبار بذيل واحد أو ذيلين: تزداد قوة الاختبار عندما يتحقق الباحث من صحة الفرض الصفري H_0 باختبار إحصائي ذي طرف واحد. فإذا حدد الباحث المتوسط في ضوء الفرض الصفري، وكان هذا الافتراض صحيحا، فالخطأ من النوع الثاني أقل مما لو استخدم اختبار بطرفين.

• ثانياً : الدلالة العملية **(Practical Significance):**

تعد الدلالة العملية من المفاهيم التي تستخدم في كثير من الاختبارات الإحصائية التي تعتمد الأبحاث فيها على الفرض الصفري، ويعتبر مقياس لدرجة خطأ الفرض الصفري في المجتمع الإحصائي. فإذا كان الفرض الصفري يعبر عن غياب الظاهرة في مجتمع الدراسة، فان الدلالة العملية تعبر عن درجة وجود هذه الظاهرة في ذلك المجتمع، وكلما كانت قيمة الدلالة العملية كبيرة دل ذلك على وجود الظاهرة بدرجة أكبر في ذلك المجتمع (Cohen, 1988, P.9-10).إن الدلالة العملية مرتبطة بدلالة الفرق الإحصائي، ولها أهميتها العملية والتطبيقية فهي تعتبر الوجه الآخر للدلالة لأنها تقوم بتقييم الفرق الإحصائي المحسوب في اختبار دلالة الفروق، أما الدلالة الإحصائية فهي محدودة في تفسير النتائج العملية. وقد أوصى بعض الباحثين التربويين أمثال هايز(Hays)، وكوهن (Cohen)، وثومبسون (Thompson)، وماكنمارا (McNamara) بضرورة حساب قوة العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل، وأطلق عليها اسم (الدلالة العملية). ويشير الصياد (١٩٨٨م) إلى أن الدلالة

الإحصائية شرط ضروري من شروط اتخاذ القرار ولكنها ليست كافية لاتخاذ قرار نفسي أو تربوي لأن القرار المتخذ يتحقق فقط عندما نحسب قوةٍ العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. وسميت الدلالة العملية حديثا "بحجم الأثر" أو قوة الارتباط الإحصائي وتمت مناقشتها من قبل هايز (Hays, 1973) الذي قام بتطوير مؤشر مربع أوميجا (ω^2). وقد أكد (علام، ١٩٩٣م) على أهمية الدلالة العملية أو التطبيقية، وأن على الباحث أن يضعها في اعتباره لأنها مترابطة ويكمل بعضها الآخر. فالدلالة العملية ليست بديلة للدلالة الإحصائية، وإنما مكمل لها ويجب على الباحث التربوي أن يستعين بها بعد الاستنتاج الإحصائي لاختبار دلالة الفروق لاتخاذ قرار سليم. ويستخدم الباحثون مؤشرات مختلفة لتقدير حجم الأثر أو الدلالة العملية، وهذه المؤشرات تختلف باختلاف هدف البحث وتصميمه. وقد صنفت في مجموعتين رئيسيتين هما:

- مؤشرات الفروق المعيارية بين المتوسطات، والتي منها على سبيل المثال مؤشر كوهن " d " ومؤشر جلاس " Δ " ومؤشر هدجز " g ".
- مؤشرات قوة العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات باستخدام العوامل المؤثرة في القوة وهي (حجم العينة، ومستوى الدلالة...) والمتضمنة في البحث، ومن أمثلة هذه المؤشرات مربع ايتا " η^2 " ومربع أوميجا " ω^2 " و " R^2 " (Thompson, 2006).

إن الأهمية العملية هي إضافة هامة للدلالة الإحصائية عند النظر في الآثار السلبية المحتملة، نظرا لأن الفروق غيرذات المعنى بين المجموعات ستكون "ذات دلالة إحصائية" مع أحجام عينات كبيرة، لذلكٍ من المهم تحديد ما إذا كان حجم الفرق بين المجموعات يمثل تمييزا محتملا. وقد تكون مقاييس الدلالة العملية مفيدة عمليا في المواقف التي تكون فيها أحجام العينات كبيرة جدا، ويصبح فيها اختبار الدلالة الإحصائية إجراء غير ذا أهمية، في الواقع، إن إجراء وتفسير اختبارات الدلالة الإحصائية عندما تكون العينات كبيرة جدا غير سليم علميا ويمكن أن يكون مضللا.

- الدلالة الإحصائية والدلالة العملية والتمييز بينهما:

يمكن مقارنة الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وفق عدة نقاط على النحو التالي:

جدول رقم (٢): مقارنة بين الدلالة الإحصائية والدلالة العملية

أنواع الدلالة	الدلالة الإحصائية	الدلالة العملية
النشأة	ظهرت مطلع القرن العشرين بواسطة جالتون (Galton) عام ١٩١١م	ظهرت بداية العشرينات بواسطة بيرسون
المفهوم	تبنى على نظريةٍ الاحتمالات بتحديد مستوى الدلالة طبقا للقيم المتعارف عليها بين الإحصائيين	تبنى على وجود الفرق ذو الدلالة الإحصائية، وتعتمد على تقدير دقيق لقوة العلاقة

الوظيفة	تحديد الاختلافات في نتائج البحث الناتجة عن العينات العشوائية التي ترجع للصدفة أو لخطأ في القياس	معرفة المزايا الفعلية والحقيقية الناتجة عن استخدام معالجة معينة، والقدرة على تفسير حجم الاختلاف الناتج
الهدف	الوصول للقرار الخاص برفض الفرض الصفري H 0	الوصول إلى قرار برفض الفرض الصفري H 0 ، وهي تبدأ حيث تنتهي الدلالة الإحصائية
علاقتهما بحجم العينة	تعتمد على حجم العينة حيث تكون وظيفة مباشرة لحجمها	تكون مستقلة عن حجم العينة، أي لا تأثير لكبر حجم العينة على الدلالة العملية

وتتشابه الدلالة الإحصائية والعملية من حيث: تاريخ النشأة والهدف والمؤشرات والأهمية. فالدلالتان مترابطتان ويكمل بعضهما الآخر، فالدلالة الإحصائية شرط ضروري ولكنها ليست كافية لاتخاذ قرار نفسي أو تربوي، فالقرار المتخذ يتحقق فقط عندما نحسب قوة العلاقة والارتباط بين المتغيرين المستقل والتابع وهي ما تسمى بالدلالة العملية أو "حجم الأثر".

- حجم الأثر: (Effect Size)

مصطلح يطلق على مجموعةالمؤشرات التي تقيس مقدار تأثيرالمعالجات، وتختلف عن اختبارات الدلالة في أنها مستقلة عن حجم العينة. وتعتبر مقاييس حجم الأثر العامل المشترك لدراسات "ماوراءالتحليل"Meta-Analysis، والتي تلخص النتائج التي نحصل عليها في مجال نوعي من البحث.

وعرف كوهن (Cohen, 1988) حجم الأثر بأنه "درجة تواجد ظاهرة في مجتمع ما (فروق بين متوسطات أو علاقة بين متغيرات في مجتمع محدد) أو هو درجة خطأ الفرضية الصفرية (أي درجة وجود فرق بين المتوسطات أو علاقة بين المتغيرات). أي أنه عندما تكون الفرضية الصفرية خاطئة فان هذا لا يعني بالضرورة وجود فرق كبير وواضح بين المتوسطات، حيث يمكن أن يكون هذا الفرق صغير أو متوسط، من هنا يمكن احتساب قيمة حجم الأثر أكبر من الصفر موجودة في مجتمع محدد وأنه كلما كبرت هذه القيمة كلما زادت احتمالية تواجد الظاهرة قيد الدراسة في ذلك المجتمع. وقد عرف هاس (Hasse, 1983) حجم الأثر بأنه مقدار الانحراف عن الفرضية الصفرية، ويمكن أن يعبر عنه كمعلمة يأخذ القيمة صفر عندما تكون الفرضية الصفرية صحيحة وقيمة أكبر من الصفر إذا كانت الفرضية الصفرية خاطئة.

ومؤشر حجم الأثر (Effect Size Indicator) هو قيمة كمية تشير إلى درجة العلاقة بين متغيرات الدراسة ضمن مجتمع محدد مسبقاً (مجتمع الدراسة) (في: نصار، ٢٠٠٦). وعبر شيفر (Shaver, 1993) عن أهمية مقاييس حجوم الأثر بقوله: "أعتقد بأن الدراسات يجب أن تنشر بدون اختبارات الدلالة الإحصائية، ولكن ليس بدون أحجام الأثر".

ويرى كيلو (Kellow, 1998) أن أول ما يميز حجم الأثر هو إمكانية تفسيره بشكل مستقل عن حجم العينة، وهو مفيد في تحديد المقدار الفعلي للفروق بين

متوسطات المجموعات أو درجة التلازم بين المجموعات، وهو يزود الباحثين بمعلومات تتجاوز حدود اختبارات الدلالة الإحصائية، ويمنحهم فهما واضحا للبيانات التي بين أيديهم. ويؤكد على ذلك هوستون (Huston, 1993) حيث ذكر أن حجم الأثر هو أي مقياس يخبر عن مدى تفسير المتغير التابع أو توقعه بواسطة المتغير المستقل، فمن المميزات المهمة لحجم الأثر أنه يمكن الباحث في أي دراسة من تقدير مدى تأثر الدلالة الإحصائية للنتائج بحجم العينة ، ويعد حجم العينة العامل الأساسي في تقرير ما إذا كانت نتائج أي دراسة دالة أو غير دالة إحصائيا. (Snyder& Lawson, 1992)

وتوجد مجموعة من الصيغ لقياس حجم الأثر، وبصورة عامة، يمكن قياس حجم الأثر بطريقتين:

- كفرق معياري بين متوسطين.
- كارتباط بين المتغيرات المستقلة والدرجات الفردية على المتغيرات المرتبطة، هذا الارتباط يسمى "حجم التأثير للارتباط effect size correlation". (Rosenthal& Rosnow, 1991)

وزيادة على الطريقتين السابقتين يمكن حساب قيمة حجم الأثر في حالة وجود درجات حرية أكبر من الواحد الصحيح عن طريق حساب قيمة مربع ايتا (η^2) باستخدام حزمة البرامج الإحصائية المعروفة اختصارا SPSS.

وقد أوجز هوستون (Huston, 1993) فوائد مقاييس حجم الأثر على النحو التالي:

- حجم الأثر يشير إلى درجة وجود الظاهرة في المجتمع بمقياس متصل، بحيث يعني الصفر عدم وجود الظاهرة.
- يزود الباحثين بمؤشرات للدلالة العملية بخلاف اختبارات الدلالة الإحصائية.
- يمكن استخدام حجم الأثر في المقارنة الكمية بين نتائج دراستين أو أكثر.
- يمكن استخدامه في تحليل القوة الإحصائية لتحديد كم عدد العناصر المطلوبة في دراسة معينة.

وقد أورد كيرك (Kirk, 1996) 40 مقياسا لحجم الأثر، وصنفها في ثلاث فئات هي: مقاييس حجم الأثر، ومقاييس قوة العلاقة، ومقاييس أخرى.

- مؤشرات ومقاييس حجم الأثر: **(Effect Size Indicators and Measures)**

هناك مؤشرات كثيرة تستخدم للدلالة على حجم الأثر ـ في حالة استخدام تحليل التباين الأحادي لفحص فرضيات البحث ـ تعتمد على حساب كم التباين الكلي الذي يمكن تفسيره للمتغير التابع عند اعتبار المتغير المستقل مرتبط في علاقة معه أو مؤثر عليه، وتتراوح قيمة هذه المؤشرات من صفر إلى ١، ومن الأمثلة على هذه المؤشرات ما يلي:

مؤشر مربع ايتا (Eta Squared) ويرمز له بالرمز (η^2) وقدم هذا المؤشر العالم فيشر Fisher عام ١٩٣٢م، ومؤشر مربع ايتا الجزئي (Partial Eta Squared) والذي قدمه كوهن Cohen عام ١٩٧٣م، ومؤشر مربع أوميجا (Omega Squared) ويرمز له بالرمز (ω^2) وقدم هذا المؤشر هايز Hays عام ١٩٦٣م، ومؤشر مربع ايبسلون (Epsilon Squared) ويرمز له بالرمز (ε^2) وقدم هذا المؤشر كيلي Kelly عام ١٩٣٥م، وغيرها من المؤشرات (Snyder& Lawson, 1992). وذكر هويل (Howell , 1995) أن أكثر المؤشرات شيوعاً لتقدير قيمة حجم الأثر في حالة استخدام تحليل التباين الأحادي هما:

- مؤشر مربع ايتا (Eta Square) والذي طوره كوهن عام ١٩٧٣م (Cohen, 1973).
- مؤشر مربع أوميجا (Omega Square) والذي طوره هايز عام ١٩٦٣م (Hays, 1963). وسيتم استعراض هذين المؤشرين بالتفصيل لاستخدامهما في الدراسة الحالية فيما بعد.

إن أحد طرق التحقق من الدلالة العملية للنتائج الدالة إحصائياً، هي تقدير نسبة التباين في المتغير (المتغيرات) التابعة التي تفسّر بواسطة المتغير (المتغيرات) المستقلة، ولذا فإنها عبارة عن نسبة التباين المفسر إلى التباين الكلي (Snyder& Lawson, 1992). وهناك مؤشرات كثيرة لتقدير التناسب في التباين المفسر منها نسبة الارتباط المعروفة مربع ايتا (η^2)، ومربع أوميجا (ω^2)، ومربع ايبسلون (ε^2) وغيرها من المؤشرات، وبشكل عام فإن جميع طرق الاختبارات البارامترية (المعلمية) الشائعة يمكن استخدامها كتقديرات نسبة التباين المفسر بسبب أنها ارتباطية Correlational (Kellow, 1998).

وعرض كوهن (Cohen, 1988) أهم مؤشرات حجم الأثر ومنها:

مؤشر حجم الأثر d لاختبار (ت) للفروق بين المتوسطات:

$$d = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\delta}$$ معادلة رقم (٥)

حيث: d هو مؤشر حجم التأثير.

$(\mu_1 - \mu_2)$ هو الفرق بين متوسطي العينتين.

δ هو الانحراف المعياري لإحدى العينتين (بافتراض تساويهما).

أما إذا كان الانحراف المعياري للعينتين غير متساويين، فان قيمة الانحراف المعياري المستخدم في المعادلة السابقة يحسب كالآتي:

$$\delta = \sqrt{\frac{(\delta_1)^2 + (\delta_2)^2}{2}}$$ معادلة رقم (٦)

حيث: δ_1 و δ_2 هما الانحراف المعياري للعينتين (1) و (2).

- تفسير كوهن لقيمة حجم الأثر d:

إن مفردة كوهن الإحصائية،التي هي عبارة عن تحول الفرق في معدلين، قد تكون بمثابة مقياس آخر متري مفيد، بالرغم من عدم توفر قواعد واضحة وشاملة للتفسير، اقترح كوهن (Cohen, 1977) "الذي كتب في وقت لاحق أنه يأسف لتقديمه القواعد الثابتة التي يتم إساءة تطبيقها بسهولة"تصنيف المستويات حجم الأثر عندما يتم حسابه باستخدام مؤشر d لكوهن في ثلاث فئات: صغير ومتوسط وكبير.

- عند تحديد حجم الأثر في اختبار (t) على النحو التالي:
  - ✓ عندما تكون: $d = 0.20$ فإن حجم التأثير يكون صغيراً.
  - ✓ وعندما تكون: $d = 0.50$ فإن حجم التأثير يكون متوسطاً.
  - ✓ وعندما تكون: $d = 0.80$ فإن حجم التأثير يكون كبيراً.
- أما عند تحديد حجم الأثر في اختبار تحليل التباين (F) فقد اقترح المعايير التالية:
  - ✓ فعندما تكون: $F = 0.10$ فإن حجم التأثير يكون صغيراً.
  - ✓ وعندما تكون: $F = 0.25$ فإن حجم التأثير يكون متوسطاً.
  - ✓ وعندما تكون: $F = 0.40$ فإن حجم التأثير يكون كبيراً.

ويحتوي الجدول رقم (٣) على مقادير حجم الأثر الصغيرة والمتوسطة والكبيرة في حال استخدام ثلاثة اختبارات إحصائية هي: اختبار F واختبار t واختبار tr لاختبار فرضية حول ما إذا كان معامل بيرسون للارتباط بين متغيرين في المجتمع يختلف عن الصفر.

جدول رقم (٣): تصنيف كوهن لحجم الأثر حسب نوع الاختبار الإحصائي المستخدم

حجم الأثر	d في حالة استخدام اختبار t	d في حالة استخدام اختبار F	d في حالة استخدام اختبار tr ❖
صغير	0.2 - 0.49	0.1 - 0.24	0.1 - 0.29
متوسط	0.5 - 0.79	0.25 - 0.39	0.3 - 0.49
كبير	0.8 – فما فوق	0.40 – فمافوق	0.5 – فما فوق

❖ يساوي حجم الأثر قيمة معامل الارتباط r (Cohen, 1977)

كما يمكن تفسيرحجم الأثر كنسبة عدم تطابق درجات المجموعة التجريبية مع درجات المجموعة الضابطة،إذاكانت قيمةd=0.0 فهذايعني أن توزيع درجات المجموعة التجريبية ينطبق تماماً على توزيع درجات المجموعة الضابطة (توجد نسبة صفر٪ من عدم التطابق)، وإذاكانت قيمةd = 0.8 فهذا

يعني وجود نسبة ٤٧,٧٪ من عدم التطابق بين توزيع الدرجات في كلتاالمجموعتين، وإذاكانت قيمةd =1.7 فهذا يدل على عدم تطابق ٧٥,٤٪ في التوزيعين. وكذلك يمكن تفسير قيمة "d" على أساس التقسيم المئيني على النحو التالي:

إذا كانت قيمةd = 0.0فهذا يعني أن متوسط المجموعةالتجريبية يمثل المئيني الـ(٥٠) للمجموعة الضابطة، وإذاكانت قيمةd = 0.8فهذايعني أن متوسط المجموعةالتجريبية يمثل المئيني الـ(٧٩) للمجموعة الضابطة، وإذا كانت قيمةd = 1.7 فهذايعني أن متوسط المجموعة التجريبية يمثل المئيني الـ(٩٥,٥) للمجموعةالضابطة. والجدولان التاليان يوضحان تفسيرالقيمةحجم الأثر:

جدول رقم(٤): تفسيركوهن لحجم الأثر حسب التقسيم المئيني

معيار كوهن	قيمةحجم الأثر	المئيني	نسبة عدم التداخل٪
_	٢	٩٧,٧	٨١,١
_	١,٩	٩٧,١	٧٩,٤
_	١,٨	٩٦,٤	٧٧,٤
_	١,٧	٩٥,٥	٧٥,٤
_	١,٦	٩٤,٥	٧٣,١
_	١,٥	٩٣,٣	٧٠,٧
_	١,٤	٩١,٩	٦٨,١
_	١,٣	٩٠	٦٥,٣
_	١,٢	٨٨	٦٢,٢
_	١,١	٨٦	٥٨,٩
_	١,٠	٨٤	٥٥,٤
_	٠,٩	٨٢	٥١,٦
حجم أثركبير	٠,٨	٧٩	٤٧,٤
_	٠,٧	٧٦	٤٣
_	٠,٦	٧٣	٣٨,٢
حجم أثرمتوسط	٠,٥	٦٩	٣٣
_	٠,٤	٦٦	٢٧,٤
_	٠,٣	٦٢	٢١,٣
حجم أثرصغير	٠,٢	٥٨	١٤,٧
_	٠,١	٥٤	٧,٧
_	صفر	٥٠	صفر

جدول رقم(٥) : العلاقة بين"r2" ; "r" ; "d"

معيار كوهن	"d"	"r"	❖"r^2"
_	٢	٠,٧٠٧	٠,٥٠٠
_	١,٩	٠,٦٨٩	٠,٤٧٤
_	١,٨	٠,٦٦٩	٠,٤٤٨
_	١,٧	٠,٦٤٨	٠,٤١٩
_	١,٦	٠,٦٢٥	٠,٣٩٠
_	١,٥	٠,٦٠٠	٠,٣٦٠
_	١,٤	٠,٥٧٣	٠,٣٢٩
_	١,٣	٠,٥٤٥	٠,٢٩٧
_	١,٢	٠,٥١٤	٠,٢٦٥
_	١,١	٠,٤٨٢	٠,٢٣٢

٠,٢٠٠	٠,٤٤٧	١,٠	-
٠,١٦٨	٠,٤١٠	٠,٩	-
٠,١٣٨	٠,٣٧١	٠,٨	حجم أثر كبير
٠,١٠٩	٠,٣٣٠	٠,٧	-
٠,٠٨٣	٠,٢٨٧	٠,٦	-
٠,٠٥٩	٠,٢٤٣	٠,٥	حجم أثر متوسط
٠,٠٣٨	٠,١٩٦	٠,٤	-
٠,٠٢٢	٠,١٤٨	٠,٣	-
٠,٠١٠	٠,١٠٠	٠,٢	حجم أثر صغير
٠,٠٠٢	٠,٠٥٠	٠,١	-
صفر	صفر	صفر	-

* "r2"تمثل قيمةالتباين المفسر للمتغيرالتابع (Cohen, 1977)

◄◄ مؤشر حجم التأثير f لاختبار تحليل التباين (ف):

$$f = \sqrt{\frac{\eta^2}{\eta^2 - 1}}$$ معادلة رقم (٧)

حيث: η^2 هي مربع ايتا، وتحسب كالآتي:

$$\eta^2 = \frac{SS_{between}}{SS_{total}}$$ معادلة رقم (٨)

حيث: $SS_{between}$ هو مجموع المربعات بين المجموعات.

SS_{total} هو مجموع المربعات الكلي.

◄◄ حجم التأثير "g":(Minium, Rosopa &King, 2010)

هومقياس استنتاجي، يحسبب الجذرالتربيعي لخطأمجموع المربعات لتحليل التباين للفروق بين مجموعتين، ومعادلةحسابه من المتوسطات هي:

$$g = M1 - M2 / S_{Pooled}$$ معادلة رقم (٩)

حيث M1متوسط المجموعة التجريبية،M2متوسط المجموعة الضابطة.

$S = \sqrt{\left[\sum (X - M)^2 / N - 1\right]}$ معادلة رقم (١٠)

$$S_{pooled} = \sqrt{M\, S_{within}}$$ معادلة رقم (١١)

وتستخدم المعادلة التالية لحساب قيمةحجم التأثير"g"من خلال قيمة "t":

$$g = t\sqrt{(n_1 + n_2)} / \sqrt{(n_1 n_2)}$$ معادلة رقم (١٢)

أو $g = 2t / \sqrt{2n}$ في حالة $n_1 = n_2$ معادلة رقم (١٣)

ونفس المعادلة تطبق في حالة"z"حيث تستبد لقيمة "t"بقيمة"z". وفي حالة " f" (بشرط أن تكون درجات الحرية = ١)،حيث لايمكن حساب قيمة حجم التأثير مباشرة من" f"إذاكانت درجات الحرية أكبر من واحد، فتكون معادلة حساب حجم التأثير"g"من "ف" من المعادلة:

$$g = \sqrt{2\ f\ /\ n}$$ معادلة رقم (١٤)

وهنا تكون الإشارة دائماً موجبة،حيث أن حساب" f"يهمل الإشارة، ولذلك يجب مراجعة أي المتوسطين يكون هوالأكبر ثم تعطى" f"الإشارةالمناسبة يدويا.

- حساب"g"من حجم التأثير"d":

$$g = d\ /\ \sqrt{(n\ /\ df\ )}$$ معادلة رقم (١٥)

- حساب"g"من حجم التأثيرللارتباط "r"من المعادلة:

$$g = \left[r / \sqrt{(1-r^2)}\right] / \sqrt{\left[df(n_1+n_2)/(n_1 n_2)\right]}$$ معادلة رقم (١٦)

- حسابحجمالتأثير "d" منحجمالتأثير "g":

وقيمة حجم التأثير"d"كتصحيح لحجم التأثير"g"تعطى بالمعادلة:

$$d = g\left(1 - \tfrac{3}{4}(n_1 + n_2) - 9\right)$$ معادلة رقم (١٧)

ويرى والنووقرافتر (Wallnau& Gravetter, 2008) بأنه يمكن حساب حجم التأثير"g"من متوسط عدد من حجوم التأثير والتي لهانفس الخطأ، ولكن لايمكن ذلك بالنسبة لحجم التأثير "d".

- مشكلات مقاييس حجم الأثر

إن مقاييس حجم الأثر مهمة في تفسير نتائج التحاليل الإحصائية ولكنها مثل أي عملية إحصائية لا يخلو استخدامها من المشكلات، ويرى الباحث أن أهم مشكلات مقاييس حجم الأثر يمكن وضعها في عدة نقاط كما يلي:

- إن أغلب مؤشرات مقدار التأثير مثل الفرق المعياري، وتناسب التباين المفسر شديدة التأثر بعدم تجانس العينة Heterogeneity، وبالتالي فإنها لا تقيس المقدار الحقيقي لتأثير المعالجة بنفس وحدة قياس المتغير التابع (Kellow, 1998).
- إن مقاييس التلازم تعتمد على المفهوم الرياضي الذي يعمل في نماذج التحليل الخطي، وهذا يعني أن هناك تحيزا ايجابيا نحو النتائج المقدرة Overestimates (Snyder& Lawson,1992).

- إن بعض الباحثين يخلطون أحياناً بين قيمة حجم الأثر التي يتم افتراضها قبل الدراسة وذلك لتحديد حجم العينة المناسب، وبين حجم الأثر الذي يتم الحصول عليه كمؤشر للدلالة العملية لنتائج العينة، ولقد حاول كوهن التفريق بين المؤشرين بوضع شرطة على d على نحو $\overline{d}$ لحجم الأثر المطلوب. (Cohen, 1988)
- إن مؤشرات الدلالة العملية لا تغني عن الدلالة الإحصائية، لأن مؤشرات الدلالة العملية لا تزود الباحث بأي إثبات أو برهان على احتمالية حدوث النتائج، لذلك من الضروري أن تكون الدلالة الإحصائية والدلالة العملية مترافقتين (McLean& Ernest, 1997).
- تواجه مؤشرات حجم الأثر صعوبة في حالة المتغيرات المتعددة، وقد اعتبر كوهن أن هذه المؤشرات لتلك المتغيرات ليست سهلة وليست معروفة (Nix& Barnette, 1998).
- إن قياسات حجم الأثر محددة وتتأثر بعوامل وأوضاع معينة في البحث، فهي مثل اختبارات الدلالة الإحصائية لها حدود معينة (Snyder&Lawson,1992).
- يمكن إساءة تفسير حجوم الأثر تماماً مثل إساءة تفسير نتائج اختبارات الدلالة الإحصائية (Shaver, 1993).

• اختبارات الدلالة وحجم الأثر

تستخدم اختبارات الدلالة كإستراتيجية أساسية لاتخاذ القرار في معظم البحوث باستخدام تحاليل إحصائية لاختبار الفروض أو للإجابة على أسئلة البحث، وقد يمكن وصف اختبارات الدلالة هذه في صيغتها التقليدية والأكثر شيوعا "كاختبار الفرض الصفري" (Abelson, 1995).

ولقد منح علماء النفس مؤخراً اهتماماً كبيراًلاختبار الدلالة للفرض الصفري، ويفضل البعض اختبار الدلالة للفرض الصفري (مثل Hagen, 1997; Wainer, 1999)، بينما يعارض البعض الآخراستخدامه (مثل Falk, 1998).

وقد كان اختبار الفرض الصفري بالاختبارات النمطية للدلالة الإحصائية لمدة طويلة هو الذي يحكم الاختيار في معظم البحوث الكمية،وبالرغم من ذلك هناك اعتراف متزايد بالقيود المرتبطة باختبار الدلالة وقيم P بصفته المعيار الوحيد لتفسير معنى النتائج، نتيجة لذلكتبنت العديد من المجلات المتخصصة سياسات تحريرية تتطلب تقديرات لحجوم الأثر والقوة الإحصائيةبالإضافة إلى اختبارات الدلالة. وهناك أسباب قوية تدعو إلى ذكر تقديرات حجم التأثير بالإضافة إلى قيم P منها (Abelson, 1995; Keppel, 1982; Kerlinger,1986; Kirk, 1995):

- أولاً: الفرض الصفري غير حقيقي حرفياً تقريباً، لذلك فإن رفضه لايفيد كثيرا حيث لا يحمل المفيد من المعلومات.

- ثانياً: تعتمد اختباراتالدلالة كثيراً على حجم العينة،فعندما تكون العينة صغيرةتكون التأثيرات القوية والهامة ليست ذات دلالة (أي النوع الثاني من الخطأ قد حدث). (في: Levine, 2002)

ويتمثل بديل ذلك في أنه عندما يكون حجم العينة كبيراً، يكون لكل التأثيرات حتى التافهة منها ذات مظهر مؤثرٍ على قيم P، وباختصار تعكس قيم P لاختبارات الدلالة للفرض الصفري كلاً من حجم العينة ومقدار التأثيرات محل الدراسة.

ماهو مطلوب هو تقدير لمقدار التأثير المستقل نسبياً عن حجم العينة. إن تقديرات مقدار التأثير أو حجم التأثير يخبرنا عن مدى قوة ارتباط اثنين أو أكثر من المتغيرات، أو مدى كبر الفرق بين المجموعات. وتنبأ (Abelson, 1995) بأنه "مع تحرك علماء الاجتماع تدريجياً من الاعتماد على الدراسات المفردة والهوس باختبار الفرض الصفري، سيزيد شيوع وشهرة مقاييس حجم التأثير".

غالباً ما تضم قوائم الأساليب والمناهج تربيع أوميجا وتربيع ايبسلون وتربيع ايتا كتقديرات لحجم الأثر في تحليل التباين ANOVA، وتميل تقديرات كل من هؤلاء إلى الاختلاف بدرجة طفيفة فقط، خاصة مع العينات ذات الأحجام المتوسطة والكبيرة(Keppel, 1982; Kirk, 1995; Maxwell& Delaney, 1990).

- مؤشر مربع ايتا: (η^2) **ETA SQUARE**

يرجع تاريخ مربع ايتا η^2 إلى كارل بيرسونKarl Pearson عام ١٩١١م، وهو أحد مؤشرات حجم الأثر الذي طورها كوهن عام ١٩٧٣م ويسمى أحيانا نسبة الارتباط، ويشير حجمالأثرإلىقوةالعلاقةبينالمتغير المستقل والمتغير التابع،وهومايعرفباسممربعايتاEta Squared ، ويقدم مقياسا وصفيا للترابط بين العينات موضع البحث، وعلى الرغم من تحيز هذا المؤشر فإنه يضخم من مقدار الارتباط بين تباين المتغير التابع وتباين المتغير المستقل (خاصة عندما يكون إجمالي حجم العينة صغيرا)، والمقدر من خلال العينة مقارنة بالقيمة التي يتم استخراجها من خلال جميع أفراد مجتمع الدراسة.

ونظراً لأن حزم البرامج الإحصائية الشائعة مثل (SPSS) يورد قيم تربيع ايتا وليس قيم تربيع أوميجا أو قيم تربيع ايبسلون في الملفات الناتجة لتحليل التباين ANOVA، لذلك يستخدم العديد من الباحثين في التربية وعلم النفس قيم تربيع ايتا، نظراً لسهولة الحصول على قيم مربع ايتا وتفسير القيمة التي يتم الحصول عليها من خلالها.

ويعرف مربع ايتا بإجمالي تربيعات التأثير مقسوماً على إجمالي التربيعات(Cohen, 1973, 1988)، ويتم حساب مربع ايتا كما في المعادلة رقم (٨).

ويذكر براون (Brown,2008) بأن مربع ايتا (η^2) يصف نسبة الفرق الموضحة في المتغير المستقل عن طريق التحكم الاحتمالي والتنبؤي لسائر النتائج، كما يعرفه بأنه تقدير أساسي وشامل للفرق الموضح من خلال تعداد المتوسط الحسابي. ويشير إلى أن مايرمز إليه مربع ايتا (η^2) هو أنه كلما كبر حجم العينة تصغر كمية الانحياز، غيرأنه تقدير سهلالحساب لنسبةالفرق في التعداد الموضح كما في المعادلة رقم (٨).

ويؤكد كوهن أن قيم (η^2) ثابتة بغض النظر عن نوع الاختبار الإحصائي المستخدم وعن مستوى القياس الذي يحدده الباحث، وكلما كبرت (η^2) تضيف قوة فعلية لنتائج الدراسة، وتتراوح قيمتها من صفر إلى واحد صحيح، وتمثل معيارا معقولا لحساب حجم الأثر كما أن المعلومات اللازمة لحسابها قليلة جدا. (في: نصار، ٢٠٠٦)

وعندما تساوي (η^2) الإحصائية واحداً صحيحاً فهذا يعني أن المتغير المستقل يعطي التنبؤ المطلوب للمتغير التابع ويبرر فاعليته من الناحية العملية، أما عندما تساوي (η^2) صفراً فهذا يعني أن المتغير المستقل لا يخدم ولا يقلل من الشك في المتغير التابع، لذا فهي تقدم أكبر دقة للدلالة العملية. (Hanson, 1979)

وعند استخدام أسلوب تحليل التباين أحادي الاتجاه يتم الاستدلال على مقدار التباين الكلي في بيانات الدراسة من خلال ما يعرف بمجموع مربع الانحرافات الكلي.

وقد وضع كوهن عدة صور لحساب F بواسطة مربع ايتا في اختبار تحليل التباين أهمها المعادلة التالية:

$$F = \sqrt{\frac{\eta^2}{1-\eta^2}}$$ معادلة رقم (١٧)

حيث تستخرج قيمة (η^2) من المعادلة السابقة.

وغالباً ما تستخدم η^2 لتصاميم تحليل التباين مباشرة على أن تكون (أ) متوازنة (أي أن أحجام الخلية متساوية) و (ب) خلايا مستقلة (أي شخصيات مختلفة تظهر في كل خلية). وهناك مشكلة واحدة مع η^2 هي أن حجم مربع ايتا لكل تأثير خاص يعتمد إلى حد ما على أهمية وعدد كل من الآثار الأخرى

في التصميم (Tabachnick& Fidell, 2001)، وأحد الدلالات الإحصائية التي تقلل من آثار هذه المشكلة هي ايتا الجزئيةPARTIAL ETA.

- مميزات مربع ايتا (η^2):

بعض مميزات مربع ايتا (η^2) نستطيع أن نجملها في الآتي:

- تعد عملية حساب مؤشر مربع ايتا (η^2) في غاية السهولة من خلال جدول تحليلٍ التباينٍ ANOVA في حالة اختبار تحليل التباين الأحادي، وتعتبر مقياساً مقبولاً في البحوث التربوية لحساب الدلالة العملية.
- إن معظم الإحصائيين يوافقون على أن مربع ايتا (η^2) يعطي معلومات أكثر دقة من قيمة الفرق الإحصائي حيث يأخذ في الاعتبار حجم العينة، لذا فإن الباحثين المهتمين بالتنبؤ يجدون في هذا المقياس هدفهم لما يتمتع به من دقة عالية في التنبؤ.
- إن قيمة مربع ايتا (η^2) لها دور كبير في تقييم الدلالة العملية وبيان درجة التنبؤ الفعلي حتى لو كانت القيمة منخفضة للغاية.
- إن استخدام مربع ايتا (η^2) يساعد في تفسير أهمية البحث وفي قياس الفروق التي يظهرها التحليل الإحصائي.
- تشكل مربع ايتا (η^2) رابطة قوية بين التحليل التقليدي للتباين من ناحية وبين الانحدار المتعدد من ناحية أخرى (Howell, 1992).

- عيوب مربع ايتا (η^2):

اتفق علماء الإحصاء على أن هناك مجموعة من العيوب على هذا المؤشر يمكن إيجازها في النقاط التالية:

- إن الطريقة الإحصائية لحساب مربع ايتا (η^2) توضح أن فائدة نسبة الارتباط محدودة للغاية، واستخدامها أصبح شائعا خاصة في مجال بحوث العلوم الاجتماعية، وذلك لتشابهها الكبير مع معامل التحديد(R^2) الأكثر فائدة والناتج عن تحليل الانحدارRegresion Analysis.
- قام بعض الباحثين بتفسير مربع ايتا (η^2) كمقياس لمقدار التغير الذي توضحه المعالِجات (X)، بينما قيم مربع ايتا التي تم الحصول عليها من التجارب قيماً صغيرة توحي بأن تفسير هذه القيم غير صحيح، لأن مربع ايتا يستخدم لقياس درجة تباعد متوسطات المعالجة للمتغير المستقل.
- تعطي مربع ايتا (η^2) قيمة وتقدير لقوة العلاقة في العينة حيث ينتمي مربع ايتا للإحصاء الوصفي (إحصاء العينة)، لذلك اعتبر مربع أوميجا (ω^2)كمؤشر إحصائي أكثر دقة من مربع ايتا، وخاصة في اختبار تحليل التباين.
- من المفاهيم الخاطئة عند استخدام مربع ايتا (η^2) أنها مستقلة عن حجم العينة وهذا غير صحيح لسببين:
  - ✓ أن مجموع المربعات بين المعالجات (SSB) يتم حسابها باستخدام حجم العينة.

✓ أن توزيع عينة مربع ايتا (η^2) تعتمد بدرجة كبيرة على عدد المعالجات (t) وإجمالي عدد الملاحظات (n). (Murray& Dosser, 1987, P.70)

• مؤشر مربع أوميجا (ω^2) OMEGA SQUARE

يعد مؤشر مربع أوميجا أقل تحيزاً من مؤشر مربع ايتا، لذلك ينبغي استخدامها عندما يريد الباحثون تقدير قوة العينة المجتمعية وليس مجرد تقديم ملخص وصفي لبيانات عيناته، وقد طور هذا المؤشر هايز عام ١٩٦٣م وتبعه بعد ذلك كثير من العلماء مثل ماكنمارا (McNamara,1978) وجيل وآخرون (Gill et al, 1980) وهويل (Howell, 1992) وغيرهم.

وعلى عكس مربع ايتا فإن مربع أوميجا يعتبر بارامتر وينتمي إلى الإحصاء الاستدلالي (أي إحصاء الأصول)، وهو عبارة عن نسبة تعكس مقدار التباين المنظم من التباين الكلي في درجات المتغير التابع إلا أنه على عكس مربع ايتا يستخدم في تقدير النسبة من التباين الكلي التي يمكن "تفسيرها" أو "تحليلها" للمتغير التابع في الأصل الذي اشتقت منه العينة، ولكن هذا التقدير لبارامتر الأصل محدود بالمستويات الخاصة من المتغير المستقل (المعالجات) المستخدمة في التجربة. (أبو حطب، ١٩٩١م)

ويستخدم هذا المؤشر لحساب تباين المتغير التابع الناتج عن المتغير المستقل، ويختلف شكل معادلة أوميجا باختلاف الإحصائي المستخدم، وفي حالة استخدام اختبار تحليل التباين الأحادي لمتغير مستقل واحد يحسب مربع أوميجا حسب المعادلة التالية:

$$\omega^2 = \frac{SS_b - (k-1).MS_e}{SS_t + MS_e}$$ معادلة رقم (١٨)

حيث أن SS_b : مجموع المربعات بين المجموعات.

k : عدد مستويات المتغير المستقل.

MS_e : متوسط مربعات الانحرافات داخل المجموعات (الخطأ).

SS_t : مجموع المربعات الكلي.

وإذا كانت F دالة إحصائياً تكون قيمة مربع أوميجا ω^2 أكبر من صفر، أما إذا كانت F غير دالة إحصائيا فإن مربع أوميجا ω^2 قد يعطي نتائج مفيدة، وذلك لأنه لا يتأثر بصغر حجم العينة، وبالتالي لا يتأثر بضعف قوة الاختبار.

كما يمكن أن تحسب ω^2 من قيمة F الإحصائية كما يلي:

$$\frac{df_b(F-1)}{(df_b \times F) + df_e + 1}$$ معادلة رقم (١٩)

حيث: df هي درجات الحرية

F هي قيمة ف (أبو حطب، ١٩٩١م، ص٤٤٠)

ويوفرمربع أوميجا ω^2 تقدير غيرمنحاز عن طريق التنبؤ بالمتغير التابع، أي أنه يأخذ خطأعشوائي في الحساب أكثر من مربع ايتا والتي لايصدق أن يكون منحازا إلى حد كبير. وعند استخدام نموذج تحليل التباينANOVAأشار هايز أن مربع أوميجا يعتبر قياس ذو قوة استنتاجية لمعدل الارتباط، يؤدي إلى خفض التحيز على وجه التحديد المعترف به في مربع ايتا (η^2). (Grigorenko, & Kaufman2009)

- مميزات وعيوب مربع أوميجا (ω^2):

- يعتبر مؤشر مربع أوميجا ω^2 المؤشر الأفضل عند اللجوء لاستخدام اختبار تحليل التباين كأسلوب إحصائي.
- يعتبر مربع أوميجا ω^2 إحصاء استنتاجي يمكن استخدامه للتنبؤ وحسابه بسهولة.
- كلما كانت قيمة مربع أوميجا ω^2 كبيرة كلما زادت قيمة الدلالة العملية للارتباط بين (X, Y) أي أن العلاقة طردية، وقوة الارتباط بين (X, Y) قوية.
- تتراوح قيمة مربع أوميجا ما بين $(0 - \infty)$ ، ولقد تبين أنه عندما تكون $\omega^2 = 1$ فان هذه القيمة تشير إلى أن المتغير المستقل له أثر واضح ومحدد ودقيق في المتغير التابع، أما إذا كانت قيمتها مساوية للصفر فان معرفتنا بأثر المتغير المستقل في المتغير التابع يشوبها الكثير من الشك وعدم اليقين.
- يقدم مربع أوميجا ω^2 تمثيلاً أكثر دقة للتنبؤ ، لذا فهو يعتبر أفضل طريقة لتقييم التأثير الجانبي لحساب كمية التغير الكلي في المتغير التابع في المجتمع. (Gill et al, 1980, P. 8); (Hays, 1973, P.415) (McNamara, 1978, P.52)

ومن عيوب مربع أوميجا ω^2 أنه يمكن أن تكون القيم سالبة، وليس فقط بالتقريب كنوع من الخطأ، ولكنها مختلفة نسبياً عن الصفر،وفي حالة الحصول على قيم سالبة فإننا نعتبرها صفر.

وقد أشار كوهن (Cohen,1977) إلى أن مقدار مربع ايتا يعتبر صغيراً عندما يساوي (٠,٠١) ويعتبر متوسطاً عندما يساوي (٠,٠٦) ويعتبر كبيراً عندما يساوي (٠,١٤). أما مقدار مربع أوميجا فان الدراسات لم تشر إلى معايير محددة للحكم عليه ولعل السبب في ذلك أن مؤشر مربع ايتا أكثر استخداما من مؤشر مربع أوميجا لأن عملية حسابه أكثر سهولة، ولكن نتيجة للتشابه بين المؤشرين من حيث طريقة التفسير وتقارب قيمتهم خاصة مع العينات

الكبيرة (التي تزيد عن ١٠٠) فإنه يمكن استخدام نفس المعايير التي قدمها كوهن في حالة مربع ايتا للحكم على مقدار قيمة مربع أوميجا. (Snyder& Lawson, 1992)

- الدراسات السابقة

أجرى ماكنمارا وآخرون (McNamara et al, 1978) دراسة أجريت على عشر دراسات حيث أعيد تحليل نتائجها، وقد نشرت هذه الدراسات في ثمانية أعداد من مجلة التعليم المهني (JVER) حيث استخدمت هذه الدراسات العشر تحليل التباين الأحادي كطريقة إحصائية لاختبار الفرضية التجريبية. وقاموا بالتطبيق على إحدى الدراسات العشر التي استخدمت تحليل التباين الأحادي وكانت عينتها ٦٢٣ طالباً موزعين إلى مجموعتين منهم ١٦٧ طالباً من المدارس الفنية، و١٠٨ طالب جامعي، و٣٤٨ طالب على وشك الدخول في مجال العمل وحسبوا قيمة الدلالة العملية لمتغيرات هذه الدراسة حيث وجد أن هناك ٣٠ اختباراً ذا دلالة إحصائية و٣ ليس لها دلالة إحصائية، ثم قام الباحثون باستخدام ١٠ متغيرات من متغيرات البحث لحساب الدلالة العملية لها. وقد تبين أن ٧٠٪ من الاختبارات كانت قيمة مربع أوميجا أقل من ٠,٠٦ من حجم عينة ١٢٥ وحدة، وعندما أخذ حجم أقل للعينة أي في حدود ٥٠ وحدة فقد وصلت قيمة مربع أوميجا إلى ٠,٠٩، وقد علل ذلك بأن اختبارات الدلالة الإحصائية لاتكون في بعض الأحيان أكثر من دالة لحجم العينة. وقد تبين أنه من بين الدراسات التي تناولها بالبحث هناك ٢٣ دراسة ذات دلالة عملية عالية، و٧٧ ذات دلالة عملية منخفضة. وتوصل ماكنمارا وآخرون إلى أنه إذا أخذ حجم العينة في الاعتبار عند حساب قيمة ω فإنه عند مقارنة قيمتين من قيم ω ضمن المتغيرات المدروسة فسنحصل على مقياس يعكس القوة النسبية للمتغير المستقل بالتنبؤ بالمتغير التابع، وهذه المقارنة تخدم غرضين هما: عرض للمتغيرات التابعة التي يتنبأ بها المتغير المستقل، وعرض لحجم تأثير المتغير المستقل عند التنبؤ بالمتغير التابع.

وقام ماكنمارا (McNamara, 1978) في دراسته بعملية مسح عام للأبحاث المنشورة في اثني عشر مجلداً من كتاب الإدارة التعليمية ربع السنوي (Education American Quarter) (EAQ)، ثم استخدام مؤشر مربع أوميجا (ω^2) كمؤشر لحساب الدلالة العملية لأحد البحوث المنشورة في (EAQ) والذي قامت به شيتي وكارليل، وكان عبارة عن محاولة لتحليل مفاهيم القدرة الشخصية التي تتناول نجاحات الإدارة والمتمثلة في برنامج يسمى (MBO) لفحص العلاقات الموجودة بين خصائص المقدرة الشخصية والنجاح المحسوس للبرنامج كمتغير تابع. وقد استخدمت أربع اختيارات لتحليل التباين وذلك بقصد اختبار الفرضية الصفرية متساوية المتوسطات. وقد توصل الباحث إلى أنه عند وجود فروق دالة إحصائيا يمكن استخدام نتائج تحليل التباين الأحادي التي تؤثر تأثيرا مباشرا على العلاقة بين الدلالتين الإحصائية والعملية لقيمة F

الإحصائية. ووجد ماكنمارا أن ٥٦٪ من الفروق الدالة إحصائياً كانت قيمة ω^2 أقل من ٠,٠٣، وأن ٦٣٪ من الفروق الدالة إحصائيا أقل من ٠,٠٥ وقد علل الباحث سبب الانخفاض هذا بأن أكثر الدراسات بحوث أكاديمية.

وقام هانسون وآخرون (Hanson et al, 1986) بدراسة على النماذج الإحصائية المستخدمة في البحوث المنشورة في المجلدات (٢٦،٢٧،٢٨) من الكتاب السنوي للمؤتمر القومي للقراءة من عام (١٩٧٧ – ١٩٧٩م) وكانت عينة الدراسة تلك الأبحاث التربوية المنشورة في دوريات المجلة النفسية التربوية (JSA)، وقد حاول في دراسته تفسير قوة العلاقة بين X ، Y من قيم احتمالات مختلفة، وتوصل هانسون إلى أن معظم الباحثين استخدموا اختبار تحليل التباين (ANOVA). وأن استخدام الاختبارات البارامترية في عينة الأبحاث التي تناولتها دراسته أكثر شيوعا من الاختبارات اللابارامترية بنسبة (١:٨)، كما وجد في عينة الأبحاث التي تناولتها دراسته أن البيانات متكررة وغير كافية وغير واضحة لبناء جدول تحليل التباين (ANOVA) بقصد بناء قيمة الدلالة العملية، بالإضافة إلى اختلاف العينات حيث تبين أن بعضها صغير، والبعض الآخر عشوائي، كما توصل إلى أن بعض الدراسات كان اختيارها للأسلوب الإحصائي غير مناسب للبحث، ولم يناقش الباحثون في بحوثهم التي تناولتها هذه الدراسة قيمة الدلالة العملية واكتفى هؤلاء الباحثون بالاعتماد في قرارات بحوثهم على قيمة الفرض الصفري الدال ماعدا تلك البحوث التي استخدمت الانحدار المتعدد والتي وضحت نتائجها بواسطة القياس الإحصائي لقوة الارتباط (R^2) والمسمى بمعامل التحديد. ووجد هانسون أن اختباري F,t الإحصائية هي الأكثر استخداما في الدوريات التربوية خاصة، إلا أن تقييم الدلالة العملية وتفسيرها ومناقشتها تميل إلى أن تكون مجهولة في هذه الأبحاث. بالإضافة إلى أن مقارنة الاختلافات بين مستويات الدلالة الإحصائية لا تشير دائما إلى وجود علاقة قوية بين متغيرات X ومتغيرات Y ، حسب تقديرات قوة العلاقة بين X ، Y لاختبارات الدلالة في الموضوعات المنشورة في الدوريات التربوية خاصة، ووجد أن قوة العلاقة ومستوى الدلالة عند مستوى ٠,٠٥ يمكن أن تتغير بمقدار التباين المفسر من ١٠٪ - ٢٩٪ وهي علاقة ضعيفة، وقوة العلاقة لوحدات F,t الإحصائية عند مستوى دلالة ٠,٠١ مختلفة في المقدار وتتراوح بين ١٠٪ - ٢٩٪ من التباين المفسر، كما وجد أن قوة الاختبار لم يشر إليها في الأبحاث التي راجعها، ورأى ضرورة عمل ذلك حيث أن زيادة قوة الاختبار تتم بزيادة حجم العينة.

وفي دراسة موراي ودوسر (Murray& Doser, 1987) التي ركزت على استخدام قياسات مقدار التأثير كوسيلة لمعرفة ما بعد الاختبارات الإحصائية، وتحديد التأثيرات ذات المقدار العملي، كما استخدمت مقياس مقدار التأثير في معرفة ما بعد التحليل (Meta Analysis) لربط نتائج الدراسات المختلفة في مجال ما ببعضها، إضافة إلى مناقشة المشكلات المتعلقة بقياسات حجم التأثير

ومنها مقياس مربع ايتا (η^2) حيث أظهر الباحثان أن مقدار التأثير ME غير واضح للكثير من الباحثين. وقد عبر العلماء عن هذه القضية بمصطلح مقدار التأثير (Magnitude of Effect) وهو مصطلح شامل يقيس مقدار التأثير وحجم التأثير، وقوة العلاقة أو الارتباط بين كل من X ، Y .

وهدفت الدراسة التي أعدها الصياد (١٩٨٨م) إلى التعرف على ماهية الدلالة العملية وأهميتها وكيفية حسابها لبعض الاختبارات الإحصائية الشائعة في البحوث التربوية والنفسية، ودراسة واقع الدلالة العملية من خلال استخدامات اختبار (t) في بحوث رسائل الماجستير والدكتوراة للطلاب والمحترفين (وهم الأساتذة الجامعيون الحاصلون على درجة الدكتوراة والذين يعملون في حقل التدريس والبحث الأكاديمي). وقد بين الصياد في دراسته أن الدلالة العملية تعني قوة العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل (Strength of Relationship)، هذه الدلالة العملية قد يسميها الباحث النفسي بالدلالة السيكولوجية، وقد يسميها الباحث التربوي بالدلالة التربوية، ويعني الصياد بالدلالة العملية أنها مؤشرا إحصائيا لمدى قدرتنا على استخدام النتائج تفسيرا أو تطبيقا. وهدفت الدراسة إلى معرفة حجم العينة ومستوى الدلالة الشائعة في اختبار(t)، وقد شملت عينة الدراسة (١٣) دورية عربية خلال الفترة ١٩٧٧- ١٩٨٣م، إضافة إلى رسائل الماجستير المجازة من قبل كلية التربية بجامعة الأزهر خلال الفترة من ١٩٧٣م وحتى عام ١٩٨١م، وكانت وحدة المعاينة هي قيمة t المحسوبة والمصحوبة بدلالة إحصائية لكل متغير تابع استخدم في الدراسة تحت المراجعة، وبلغ إجمالي العينة ٤٦٣ قيمة لـ (t) محسوبة ودالة إحصائيا ، وقد استخدم عددا من المؤشرات الإحصائية لتقدير الدلالة العملية ثم أوجد العلاقة بينها.

وقد توصل الباحث إلى أن البحث التربوي والنفسي العربي قد تخطى في غالبيته مرحلة البحوث المستكشفة لمجالات جديدة حيث حجم التأثير صغير، وأن الباحث العربي قد نجح لحدٍ كبير في اختيار وضبط متغيرات دراسته، وأن البحث الأجنبي فاق البحث التربوي العربي من منظور الدلالة العملية، بينما البحث العربي يتفوق على نظيره البحث الأجنبي من حيث حجم العينة. وتوصل الباحث أيضا إلى أن الدلالة العملية في حاجة للاهتمام بها من قبل الباحثين المحترفين بنسبة (٨٤,٩٪) بينما الحاجة للاهتمام بالدلالة العملية من قبل الباحثين الطلاب فهي بنسبة (٨٥,١٪)، وأن القيمة الأكثر شيوعا لمستوى الدلالة الإحصائية هي: (٠,٠١) ثم (٠,٠٥) وأخيرا (٠,١٠). كما وجد الباحث أن أكثر من ٥٠٪ من عينة الدراسة ذات دلالة عملية وسط حسب معيار كوهن، وأن العلاقة بين قيمة مربع ايتا وحجم العينة علاقة عكسية، وأن الباحثين يتخفون وراء حجم عينة كبير للحصول على الدلالة الإحصائية.

وأجرى النجار (١٩٩١م) دراسة استهدفت معرفة واقع الدلالة العملية للاختبارات الإحصائية الشائعة الاستعمال في رسائل الماجستير في كل من

كلية التربية بجامعة أم القرى، وكلية التربية بجامعة الملك سعود، وكانت الاختبارات الإحصائية المستخدمة هي (r, F, t, χ^2) وقد تكونت عينة الدراسة من (٣٥٣) اختبار إحصائي، بواقع (١٩٢) اختبار في كلية التربية بجامعة أم القرى بمكة المكرمة، و(١٦١) اختبار في كلية التربية بجامعة الملك سعود بالرياض . وقد أشارت النتائج إلى أن الاستخدام المناسب للأساليب الإحصائية منخفض في كلا الكليتين، وأن أكثر هذه الأساليب شيوعا هو اختبار χ^2 ، وأن غالبية الأساليب الإحصائية التي استخدمت كان مستواها متوسطا. وتوصل الباحث أيضا إلى أن أكثر أسباب الاستخدام غير المناسب للأساليب الإحصائية يرجع إلى عدم ملائمة مستوى القياس للأسلوب الإحصائي المستخدم، وأن الدلالة العملية للأساليب الإحصائية الشائعة الاستخدام والدالة إحصائيا ضعيفة جدا، وأن نسبة حجم التأثير الصغير كانت مرتفعة في جميع الاختبارات، وفي كل الأقسام ما عدا اختبار (t) في قسم المناهج وطرق التدريس، حيث كان حجم التأثير مرتفعا.

وأجرى شيفر (Shaver, 1993) دراسة توضح العلاقة بين الدلالتين الإحصائية والعملية حيث يرى أن اختبارات الدلالة الإحصائية لا تشير إلى احتمالية خطأ أو صحة الفرضية الصفرية، وإنما هي تعطي للباحث معلومات تتعلق باحتمال الحصول على نتيجة معينةٍ بفرق معنوي إحصائي يحدده الفرض الصفري، ويؤكد شيفر على أن كثيرا من الباحثين يقدمون آراء حول رفض الفرضية الصفرية بناء على نتيجة معينة ذات دلالة إحصائية. وإذا أردنا برأي شيفر استخلاص أي استنتاج يتعلق بالفرضية الصفرية من أحد اختبارات الدلالة الإحصائية فإننا يجب أن نضعه وفق أدلة معقولية الفرضية الصفرية، كما أن الدلالة الإحصائية لا تعطينا برأيه معلومات عن احتمال صحة أو خطأ الفرضية البديلة.

ويوحي الباحث بضرورة تشجيع الكتاب والباحثين للتقليل من الاعتماد على الدلالة الإحصائية في تحليلاتهم وتفسيراتهم، ولا ينبغي نشر الأبحاث التي تعتمد على الدلالة الإحصائية التي لا تنبني على عينات عشوائية، وللتقليل برأيه من أخطاء الاستنتاج المبنية على الدلالة الإحصائية لوحدها لابد من احتواء التحليلات ونتائج الدراسات على أحجام التأثير، وعلى معايير هذه الأحجام كمعايير كوهن مثلا.

وقام ماكلين (Mcclain, 1995) بمراجعة بعض الدراسات بمجلة علم النفس الإكلينيكي (Journal of Clinical Psychology) حيث شملت عينة الدراسة (١١٣) مقالا نشرت بالمجلة عام ١٩٩٣م. كانت نسبة المقالات التي احتوت على اختبار F أو t هي ٤٨٪ وقد حصل الباحث من تلك العينة على ١٢٨ إحصاءة اختبار. وقد استعمل الباحث عدد (٣٣) من قيم إحصاءة t و (٤٨) من قيم إحصاءة F ذي الاتجاه الأحادي، وذلك لحساب حجم التأثير. قام الباحث بالحصول على: إحصاءة الاختبار، التحليل الإحصائي، حجم العينة،

حجم التأثير المتضمن في المقال، قيم (ρ) المحسوبة، درجات الحرية وذلك من (٥٤) مقالا استخدمت إما اختبار (F) أو اختبار (t)، حيث قام الباحث بحساب قيمة مربع أوميجا المصححة ومربع ايتا غير المصححة كحجوم تأثير، وقد استبعد الباحث بعض إحصاءات الاختبارات بسبب فقد معلومات مثل حجم العينة، أو درجات الحرية، وقد استخدم الباحث رسم الانتشار لتوضيح العلاقة بين حجوم التأثير المصححة وغير المصححة مع حجم العينة. ووجد الباحث عدة نتائج مهمة منها: أن من (١٢٨) إحصاءة اختبار مفحوصة كانت (٩) إحصاءات (٧٪) هي التي صوحبت بوصف لحجوم التأثير، وبشكل عام فقد أشير إلى حجوم التأثير في (٥) مقالات من (٥٤) مقالا أي بما يعادل (٩٪) . كما وجد الباحث أن من الـ (٥٤) مقالا المراجعة، استخدم (٤٤) مقالا أي ما نسبتها (٨١٪) عبارة (دال) و (دال إحصائيا)، و(٣) مقالات أي ما نسبتها (٦٪) استخدمت عبارة (دال إحصائيا) في وصف الدلالة الإحصائية، كما توصلت الدراسة إلى عدم وجود ارتباط بين حجوم التأثير وأحجام العينات. وتوصل الباحث إلى أن الباحثين لا يزالون مستمرين في الاعتماد الشديد على اختبار الدلالة الإحصائية في تقويم نتائج البحث، كما أن استخدام الغالبية (٨١٪) للغة (دال) للإشارة إلى نتائج الدلالة الإحصائية يستلزم أن تلك النتائج ذات معنى.، كما استخلص الباحث من خلال معاملات الارتباط التي بلغت ($r = -0.1007$) و ($r = -0.1189$) بين حجم العينة وحجم التأثير المصحح أو غير المصحح، أن حجوم التأثير تعكس صورة أوضح للعلاقة الموجودة في البيانات لأنها لا تحجب بواسطة حجم العينة مثل الإحصاءات الناتجة من اختبارات الدلالة الإحصائية. وتوصل الباحث إلى أن فهم واستخدام حجم التأثير سوف يمنع سوء تفسير الاختبارات الإحصائية كمؤشر للأهمية، وأن البحث النفسي مثل الذي تمت مراجعته في دراسة هذا الباحث، يمكن أن يفسر بطريقة أفضل باستخدام حجوم العينة.

وقام كيرك (Kirk, 1996) بدراسة استخدامات اختبارات دلالات الفروض الصفرية في أربع دوريات علمية للجمعية النفسية الأمريكية والمنشورة عام ١٩٩٥م. وجدت الدراسة أن ٧٧٪ من المقالات تحتوي على مقياس واحد أو أكثر من مقاييس حجم التأثير. كما وجدت الدراسة أن أكبر عدد من مقاييس حجم التأثير المستخدمة هي التباين المفسر، علما بأن الباحث لم يتمكن من تحديد أنواع تلك المقاييس (مثل مربع ايتا η^2، ومربع R... وغيرها). ومع ذلك فإن الباحث عندما ضم مقياس (مربع R) مع بقية مقاييس التباين المفسر مثلت نسبة المجموع ٦٠٪ من مؤشرات حجم التأثير المستخدمة في الأبحاث. وقد ذهب الباحث إلى أن ارتفاع نسبة الإشارة إلى حجم التأثير في الدراسات والتي بلغت ٧٧٪ قد لا يعود بالضرورة إلى إدراك الباحثين لأهمية تلك المؤشرات، ولكن بسبب أن برامج الحاسب الآلي عادة ما تعطي بعض تلك المؤشرات في نتائجها مثل ما يحدث تلقائيا من عرض لقيمة مربع R مع جميع نتائج الانحدار، وذهب الباحث إلى أن هذا هو سبب ارتفاع نسبة الإشارة إلى مؤشر مربع R، وقد توصل الباحث أيضا إلى ضرورة حساب وعرض قيم الدلالة العملية.

وفي دراسة أخرى قامت بها الصائغ (١٤١٧هـ) هدفت إلى معرفة واقع الدلالة العملية المصاحبة للدلالة الإحصائية في الرسائل العلمية بكلية التربية بجامعة أم القرى والتي استخدمت اختباري (F) و (t). واستهدفت الباحثة تحديد ما إذا كانت هناك علاقة بين الدلالة العملية وحجم العينة، ومستوى الدلالة، ونوع البحث (تربوي أو نفسي). وقد راجعت الباحثة في دراستها الرسائل العلمية (١٠٣ رسالة) التي استخدمت اختباري (F) و (t)، ثم قامت بحساب قيمتي (η^2) و (ω^2) كمؤشرين للدلالة العملية وقامت بمقارنة قيم الدلالة الإحصائية (وعددها ٦٤٨ قيمة) بقيم (η^2) و (ω^2). كما قامت باختبار الفروق في قيم الدلالة العملية حسب أحجام العينات، ومستوى الدلالة، ونوع البحث (تربوي أو نفسي). وقد وجدت الباحثة أن ٤٧٪ من الفروق الدالة إحصائياً كانت عند قيمة مربع ايتا تساوي ٠,٠٢ وأن ١٦,٧ ٪ من الفروق الدالة إحصائيا كانت عند قيمة مربع ايتا ٠,١٠٪، والأمر نفسه بالنسبة لقيم مربع أوميجا حيث نجد أن ٤٧٪ من الفروق الدالة إحصائيا كانت عند قيمة مربع أوميجا تساوي ٠,٠٢ ، وأن ١٣٪ من الفروق الدالة إحصائيا كانت عند قيمة مربع أوميجا ٠,١٠٪ فأكثر، والسبب في انخفاض نتائج مربع ايتا ومربع أوميجا ربما لأن هذه البحوث المراجعة هي بحوث أكاديمية يجريها أفراد غير محترفين قد تكون قابلة لأخطاء القياس (التي تحكمها العشوائية والمصادفة).

وقد توصلت الباحثة أيضاً إلى أن أكثر الأساليب الإحصائية شيوعاً لعينة البحث بكلية التربية هو اختبار t بنسبة مقدارها ٦٦,٣٪، وليس هناك أثر لمستوى الدلالة الإحصائية على الدلالة العملية، وأنه لا توجد علاقة بين الدلالة العملية ونوع البحث (تربوي أو نفسي)، وأن الكتب العربية تكاد تفتقر للإشارة إلى الدلالة العملية وأهميتها وأساليبها الإحصائية.

وقام حجمات (١٩٩٦م) بإجراء دراسة استهدفت معرفة واقع الدلالة الإحصائية وعلاقتها مع الدلالة العملية وقوة الاختبار، وقد تكونت عينة الدراسة من (١٨٨) فرضية صفرية، استخدم في فحصها الإحصائي "ف" وذلك في (٢٨) رسالة من رسائل الماجستير التي استخدمت تصاميم تجريبية وشبه تجريبية في مجال الإرشاد التربوي والنفسي بين عام (١٩٨٩ – ١٩٩٤م). وأشارت نتائج الدراسة إلى أن حوالي (٨٥٪) من الفرضيات الصفرية استخدم في فحصها مستوى الدلالة (٠,٠٥)، وأما الباقي فقد استخدم في فحصها مستوى دلالة (٠,٠١) وأشارت النتائج إلى أن حوالي (٦٣٪) من الفرضيات المفحوصة التي كانت دالة إحصائيا لم تكن ذات دلالة عملية، أما بالنسبة لقوة الاختبار فقد اتضح أن حوالي نصف الاختبارات الإحصائية المستخدمة في فحص الفرضيات الصفرية والدالة إحصائيا تمتعت بقوة اختبار من مستوى متوسط وكبير. كما أشارت النتائج إلى أن حوالي (٢٥٪) من الاختبارات الإحصائية لم تكن دالة إحصائيا، وكانت قوتها ضعيفة، وتستدعي هذه النتيجة التساؤل حول ما إذا كان الفشل في الحصول على دلالة إحصائية يعود إلى ضعف قوة الاختبار أم إلى

عدم وجود أثر للمتغير المستقل، وأشارت النتائج أيضاً إلى أن (٣,٢٪) من الفرضيات الصفرية والمفحوصة بالإحصائي (F) كانت دالة عمليا، ولكن لم تكن دالة إحصائيا، مما يعني أنه كان هناك أثر كبير للمتغير المستقل، غير أن ضعف قوة الاختبار الإحصائي المستخدم حال دون الكشف عنها، ويعود ذلك عادة إلى ضعف في تصميم هذه الدراسات.

وأجرت إلطاف (١٩٩٧م) دراسة استهدفت التعرف على واقع الدلالة الإحصائية والعملية وقوة الاختبار الإحصائي في رسائل الماجستير في مجال علم النفس التربوي في الجامعة الأردنية ما بين عامي (١٩٩٠ – ١٩٩٥م). وقد اشتملت عينة الدراسة على (٣١٠) فرضية صفرية، استخدم في فحصها الاختبارات الإحصائية من نوع (t, χ^2, r, F) وذلك في (٣٣) رسالة ماجستير. وقد تم حساب الدلالة العملية لهذه الاختبارات، وقد أظهرت النتائج أن (٣٠,٤٪) من الفرضيات الدالة إحصائياً كانت دلالتها العملية معدومة تقريباً، وأن (٣٠,٩٪) من الفرضيات الدالة إحصائيا كانت دلالتها العملية ضعيفة، وأن (١١,٨٪) من هذه الفرضيات تمتعت بدلالة عملية من النوع المتوسط والكبير على الترتيب، بينما اقترن (١٠,٤٪) من الفرضيات غير الدالة إحصائياً بدلالات عملية متوسطة أو كبيرة، كما تبين أن (٥٦٪) من الفرضيات غير الدالة إحصائيا كانت قوة اختباراتها الإحصائية ضعيفة، وتفسر الباحثة هذه النتائج بضعف التصاميم الإحصائية المستخدمة في مثل هذه الدراسات.

وأجرى إبراهيم (٢٠٠٠م) دراسة استهدفت التعرف على واقع الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة في فحص الفرضيات في بحوث مجلة دراسات – العلوم التربوية – في عامي (١٩٩٧-١٩٩٨م) والتي استخدمت تصاميم كمية. وقد حاولت الدراسة معرفة مستويات الدلالة الإحصائية المستخدمة في فحص الفرضيات، ونسبة الفرضيات التي تم تحديد مستوى الدلالة لها قبل جمع البيانات، ونسبة الفرضيات التي تم حساب الدلالة العملية لها، بالإضافة إلى التعرف على واقع الدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية، ومدى اقترانها بالدلالة الإحصائية. واشتملت عينة الدراسة على (٦٢٣) اختبار إحصائي من نوع (F_1, F_2, t, r) منشورة في (٤٠) بحثا، وقد تم حساب قيم كل من (η^2, F^2, d, r^2) باعتبارها مؤشرات للدلالة العملية، كما تم حساب قوة الاختبارات الإحصائية باستخدام جداول كوهن.

وأشارت النتائج إلى أن (٥٢,٧٪) من الفرضيات الدالة إحصائياً اقترنت بدلالة عملية ضعيفة أو صغيرة، وتشير هذه النتيجة إلى دقة في التصميمات المستخدمة التي كانت كافية للكشف عن الفروق حتى الصغيرة منها، كما تشير النتائج إلى اقتران (٧١٪) من الفرضيات غير الدالة إحصائيا بدلالة عملية ضعيفة ومتوسطة وكبيرة، واقتران (٤,٢٪) من الفرضيات الدالة بقوة اختبار ضعيفة، في حين اقترن (٦٧,٣٪) من الفرضيات غير الدالة بقوة اختبار ضعيفة، ويرى

الباحث إلى أن هذه النتائج تشير إلى ضعف في التصميمات المستخدمة في مثل هذه الدراسات بحيث أن قوة الاختبارات الإحصائية لم تستطع كشف هذه الفروق مع وجودها، الأمر الذي يثير الشكوك في نتائج الدلالة الإحصائية.

ويبين الباحث بأن الدراسات ذات النتائج الدالة والمصحوبة بقوة اختبار عالية وبدلالة عملية معقولة ذات فائدة على المستوى العملي، وكذلك الأمر بالنسبة للنتائج غير الدالة والمصحوبة بقوة اختبار عالية مصحوبة بدلالة عملية ضئيلة أو معدومة. أما إذا تمتعت النتائج غير الدالة بدلالات عملية معقولة وقوة اختبار ضعيفة فان مثل هذه النتائج تكون قد استخدمت تصاميم غير دقيقة ولا يمكن الوثوق بمخرجاتها، وكذلك الأمر بالنسبة للنتائج غير الدالة والمصحوبة بقوة اختبار عالية.

وقام هوبارد وريان (Hubbard& Ryan, 2000) بدراسة النمو التاريخي لشعبية اختبار الدلالة الإحصائية، حيث فحصت عينة عشوائية لأعداد (٢١) مجلة من مجلات الجمعية النفسية الأمريكية (APA) AmericanPsychological Association. أنتجت هذه العينة (٨٠٠١) مقالا إمبريقيا، حيث كانت المقالات التي استخدمت اختبارات الدلالة الإحصائية ٦٥٨٩ أي ما نسبته (٨٢,٤٪) وقد لاحظت الدراسة أن الفترة (١٩٤٠- ١٩٥٠م) هي الفترة التي حدثت فيها ثورة استدلالية في علم النفس، حيث بدأ فيها انتشار واسع للدلالة الإحصائية، بينما كان البحث في علم النفس قبل العام ١٩٤٠م يعتمد على الأسلوب غير الكمي. وقد بدأ استخدام قيم ρ بدلا من القيم الحرجة خلال الفترة (١٩٤٠- ١٩٥٥م). وقد كانت متوسطات عدد المقالات الإمبريقية التي استعملت اختبارات الدلالة الإحصائية من العام ١٩١١م وحتى عام ٢٠٠٠م هي: ١٧٪ للأعوام (١٩١١- ١٩٢٩م)، ووصلت إلى ٨٥٪ في عام ١٩٦٠م، ثم تجاوزت ٩٠٪ في الأعوام من ١٩٧٠م وما بعد. وقد أوضحت هذه الدراسة أن اختبار الدلالة الإحصائية حاليا هي اللغة الشائعة للإحصاء الاستدلالي في جميع مجلات الجمعية النفسية الأمريكية APA. كما توصلت هذه الدراسة إلى أن الإعادة مع البحث الموسع، وارتباطه بتحليل ميتا، هي وسيلة أفضل من اختبارات الدلالة الإحصائية لتقدم ونمو المعرفة التراكمية في علم النفس.

وهدفت الدراسة التي أعدتها الحاج (٢٠٠٣م) إلى التعرف على واقع الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبار للاختبارات الإحصائية المستخدمة في رسائل ماجستير كلية العلوم التربوية. وبلغت نسبة الاختبارات الدالة إحصائيا ٤٥,٢٪ من مجموع الاختبارات، تمتع ١٧,٨٪ منها بدلالة عملية كبيرة و١١,١٧٪ منها بدلالة عملية متوسطة و٧١,٠٣٪ بدلالة عملية صغيرة، وقد أظهر اختبار مربع كاي لفحص الاستقلالية عدم استقلالية الدلالة العملية عن الدلالة الإحصائية. فعند قيام الباحثة بحساب قيمة مربع كاي لفحص استقلالية الدلالة العملية عن الدلالة الإحصائية عند درجات حرية تساوي ٢ أو

٤ وجدت في بعض الاختبارات أن قيمة مربع كاي ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.01$، أي أن الدلالة العمليةٍ ليست مستقلة عن الدلالة الإحصائية لاختبار F لتحليل التباين. وأيضا وجدت الباحثة في بعض الاختبارات الأخرى أن قيمة مربع كاي ليست ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.01$ أي أن الدلالة العملية مستقلة عن الدلالة الإحصائية لاختبار تحليل التباين المتعدد One Way MANOVA.

كما أظهرت النتائج أن ٤١,٣٪ من الاختبارات كانت ذات مستوى قوة منخفض و١٠,٥٪ منها ذات قوة متوسطة وتمتع ٤٨,٢٪ منها بمستوى عال من القوة الإحصائية، وعند حساب نسبة الدراسات التي اقترنت دلالتها الإحصائية بقوة باختبار ذو قوة إحصائية عالية فقد أظهرت النتائج أن ٨٥,٩٨٪ من الاختبارات الدالة إحصائيا كانت ذات قوة إحصائية عالية، بينما كان لـ ٨,٨٢٪ منها قوة إحصائية متوسطة وكانت القوة الإحصائية لـ ٥,٣٪ من الاختبارات الدالة إحصائيا قوة إحصائية منخفضة.

وفي دراسة الجودة (٢٠٠٣م) هدفت إلى التعرف على مستويات الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة لفحص الفرضيات الصفرية في مجلة أبحاث اليرموك، سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية في الأعوام (١٩٨٥ـ ٢٠٠١م)، واشتملت عينة الدراسة على ٨٨٩ فرضية صفرية استخدمت فيها خمسة اختبارات إحصائية لفحصها هي: اختبار F، اختبار t، اختبار χ^2، اختبار Z واختبار t لاختبار فرضية حول معامل الارتباط ρ. ولقد قام الباحث بحساب مؤشرات الدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة لفحص الفرضيات الصفرية من خلال البيانات الإحصائية المتوفرة في الأبحاث المنشورة في مجلة أبحاث اليرمٍوك – سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية. وتوصل الباحث إلى أن كثيرا من الباحثين يميلون إلى استخدام مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥ فقد تبين أن ٤٨,٦٪ من الفرضيات الصفرية استخدم فيها مستوى الدلالة ٠,٠٥ في حين أن ٧,٨٪ استخدمت مستوى الدلالة ٠,٠١ و ٤٣,٤٪ لم تحدد أي مستوى للدلالة الإحصائية. وأظهرت النتائج أن كثيرا من الباحثين لا يحسبون مؤشرات الدلالة العملية وقوة الاختبار الإحصائي حيث أن ٨,١٪ من الفرضيات الصفرية فقط تم فيها الإشارة إلى مؤشرات الدلالة العملية، و٥٥,٣٪ من الفرضيات الصفرية كانت ذات حجم تأثير صغير و٢٠,١٪ ذات حجم تأثير متوسط و ٢٤,٥٪ ذات حجم تأثير كبير.

وهدفت الدراسة التي أعدها جرادات وجودة (٢٠٠٥ م) إلى تقييم قوة الاختبار الإحصائي وحجم الأثر وحجم العينة في الدراسات المنشورة في ١٦ مجلدا من مجلدات مجلة أبحاث اليرموكٍ – سلسلةٍ العلوم الإنسانية والاجتماعية. واحتوت عينة الدراسة على ٧٨٥ اختبارا إحصائيا من نوع F المستخدم في تحليل التباين و(t) للعينات المستقلة و(t) لمعامل الارتباط. وأمكن من البيانات التي احتوتها

الدراسات المنشورة حساب قيمة d لكوهن كمقياس لحجم الأثر، ومن ثم استخراج قوة الاختبار الإحصائي من جداول كوهن. وقد خلصت هذه الدراسة إلى أن ما يزيد عن ٧٠٪ من الفرضيات التي تم اختبارها في الدراسات المنشورة في مجلة أبحاث اليرموك – سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية قد تم رفضها، إلا أن هذه النسبة العالية للرفض لم تكن راجعة على ما يبدو لكبر حجم الأثر الذي يقترن بهذه الفرضيات، إذ شكلت الفرضيات التي اقترنت بحجم أثر صغير أو متوسط ما نسبته ٧٣,٥٪ من مجموع الفرضيات التي تم اختبارها. وبالمثل قد لا تكون النسبة العالية (حوالي ٥٢٪) من الاختبارات الإحصائية التي حققت الحد الأدنى للقوة (٠,٨) كما يقترح كوهن، راجعة هي الأخرى إلى كبر حجم الأثر الذي يقترن بالفرضيات التي تم اختبارها، إذ لم تزد نسبة الفرضيات التي اقترنت بحجم أثر كبير عن ٢٦,٥٪ فقط من مجموع الفرضيات التي تم اختبارها، الأمر الذي يقود إلى الاستنتاج بأن العدد الكبير لأفراد العينات التي بنى الباحثون اعتمادا على بياناتها قراراتهم في رفض الفرضيات الصفرية أو الفشل في رفضها، ربما كان العامل الحاسم وراء هاتين النسبتين العاليتين.

- التعليق على الدراسات السابقة:

من خلال استعراض الباحث للدراسات السابقة يمكن ملاحظة ما يأتي:

- أكدت بعض الدراسات (الصياد، ١٩٨٨م؛ النجار، ١٩٩١م؛ Shaver, 1993) على أهمية تقدير الدلالة العملية للنتائج الإحصائية وعدم الاكتفاء بالدلالة الإحصائية.
- توصلت بعض الدراسات (الصائغ،١٤١٧هـ؛ McNamara, 1978) إلى أن الاهتمام بالدلالة العملية في البحوث التربوية قليل، وان استخدمت فهي منخفضة القيمة وذلك لصغر حجم العينة، والسبب في انخفاض هذه النتائج ربما لأن هذه الدراسات هي بحوث أكاديمية يجريها أفراد غير محترفين قد تكون قابلة لأخطاء القياس (التي تحكمها العشوائية والمصادفة).
- أكدت بعض الدراسات (Hanson et al, 1986; Murray& Dosser, 1987) على جدوى استخدام مربع ايتا η^2 لقياس معدل الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع للنتيجة الدالة إحصائيا، وأفادت دراسات أخرى (McNamara et al, 1978) بأنه عند أخذ حجم العينة في الاعتبار عند حساب قيمة مربع أوميجا ω^2 فإننا سنحصل على مقياس يعكس القوة النسبية للمتغير المستقل بالتنبؤ بالمتغير التابع.
- أفادت بعض الدراسات (الصائغ، ١٩٩٦م؛ حجمات، ١٩٩٦م؛ إلطاف، ١٩٩٧م؛ إبراهيم، ٢٠٠٠م؛ الحاج، ٢٠٠٣م؛ جرادات وجودة، ٢٠٠٥م؛ Mcclain, 1995) بتأثر الدلالة الإحصائية بالعديد من العوامل والتي من أهمها حجم العينة، ومستوى الدلالة المتوقع، وقوة الاختبار الإحصائي

المتوقعة، وحجم الأثر المتوقع، والتأكيد على أهمية فحص الافتراضات الخاصة باستخدام الاختبارات الإحصائية المعلمية بصورة عامة واختبار "ف" بصورة خاصة والتي يعتبر افتراض تجانس التباين من أهم تلك الافتراضات.

ويرى الباحث أن سبب إجراء الدراسة الحالية هو عدم فحص أي من الدراسات السابقة لأثر انتهاك افتراض تجانس التباين على المؤشرات الإحصائية التي تستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج الإحصائية عند استخدام اختبار "ف" لتحليل البيانات، وبصورة خاصة لم تتطرق أي من الدراسات السابقة أو حتى تلك التي لم يتم ذكرها من خلال هذا الفصل لأثر انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا، ولعل هذا هو الفرق الأساسي والمميز للدراسة الحالية عن تلك الدراسات السابقة.

- فروض الدراسة:

سيتم هنا صياغة الفرضيات الصفرية التي سيتم اختبارها بغرض الإجابة على أسئلة الدراسة الحالية:

- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا ومربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين.
- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.
- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.
- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.
- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.
- لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.

- إجراءات الدراسة:
- أولاً: منهج الدراسة

استخدمت الدراسة الحالية المنهج التجريبي حيث قام الباحث بوصف قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، وفي حالة انتهاك الافتراض إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.

- ثانياً: مجتمع الدراسة

تم افتراض وجود ثلاثة مجتمعات متساوية من حيث تباين جميع المشاهدات المتوفرة في كل مجتمع من هذه المجتمعات، وفي خطوة لاحقة تم وبصورة قصدية انتهاك افتراض تجانس التباين ضمن تلك المجتمعات وبطريقة تجعل اختبار "ف" في حالات معينة متحررا وبحيث تجعله في حالات أخرى متحفظا.

- ثالثاً: عينة الدراسة

تم سحب عينات عشوائية عددها ٣٠ عينة في كل حالة من الحالات حجم كل منها ٤٠، ٦٠، ٨٥ من المجتمعات الافتراضية حيث تم وبصورة قصدية تحقيق افتراض تجانس التباين في الحالة الأولى، وفي حالة أخرى تم وبصورة قصدية انتهاك الافتراض بحيث كان اختبار "ف" متحررا وفي حالة ثالثة كان متحفظا.

- رابعاً: خطوات إجراء الدراسة:

في البداية تم استخدام برنامج إحصائي لتوليد البيانات العشوائية Random NumberGenerator (http://stattrek.com/Tables/Random.aspx)، **متخصص في توليد البيانات لمجتمعات افتراضية بخصائص إحصائية معينة (شكل التوزيع، المتوسط، الانحراف المعياري)، وبحيث تم في حالة عدم الانتهاك افتراض وجود ثلاث مجتمعات إحصائية إعتدالية وبحيث تختلف فيها قيم المتوسطات وتتساوى قيم الانحراف المعياري، حيث بلغ قيمة المتوسط للمجتمع الأول (٤٠) وانحرافه المعياري (١٠)، وبلغ قيمة المتوسط للمجتمع الثاني (٦٠) وانحرافه المعياري (١٠)، وبلغ قيمة المتوسط للمجتمع الثالث (٨٥) وانحرافه المعياري (١٠). وفي خطوة لاحقة تم اختيار عينة من كل مجتمع، وبحيث تساوت أحجام العينات المختارة من كل مجتمع** $(n1 = n2 = n3 = 10)$**، وتم حساب قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا على اعتبار أن البيانات في هذه الحالة لاتنتهك افتراض تجانس التباين (نتيجة تساوي قيم الانحراف المعياري)، وتم تكرار هذه الخطوة ٣٠ مرة على اعتبار أن كل مرة تمثل حالة.**

أما في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين فقد تم بناء ثلاث مجتمعات افتراضية تختلف من حيث المتوسطات ومن حيث قيم الانحراف المعياري، حيث بلغ قيمة المتوسط للمجتمع الأول (٤٠) وانحرافه المعياري (٥)، وبلغ قيمة

المتوسط للمجتمع الثاني (٦٠) وانحرافه المعياري (١٠)، وبلغ قيمة المتوسط للمجتمع الثالث (٨٥) وانحرافه المعياري (٢٥). وتم اختيار عينات غير متساوية من تلك المجتمعات، حيث تم اختيار عينات مكونة من ٥ مشاهدات و١٠ مشاهدات و١٥ مشاهدة، وبحيث تم في حالة التحرر سحب العينة الأكبر حجما (١٥) من المجتمع الأصغر تباينا (٥)، وتم سحب العينة الأكبر حجما (١٥) من المجتمع الأكبر تباينا (١٥) في حالة التحفظ ، وتم تكرار هذه العملية ٣٠ مرة وتم اعتبار كل مرة على أنها حالة، وفي خطوة لاحقة تم حساب قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في كل حالة.

- خامساً: الأساليب الإحصائية :

تم في البداية تفريغ البيانات الافتراضية من خلال برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الإنسانية (SPSS)، وتم استخدام بعض الأساليب الإحصائية التي تعتمد على فحص الفروق بين التكرارات مثل اختبارت لفحص الفروق بين التكرارات، وللإجابة على أسئلة الدراسة واختبار الفرضيات الإحصائية.

- عرض نتائج الدراسة ومناقشتها:

- اختبار صحة الفرض الأول:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين.

للتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، وجدول رقم (٦) يظهر هذه النتائج:

جدول رقم (٦): قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين

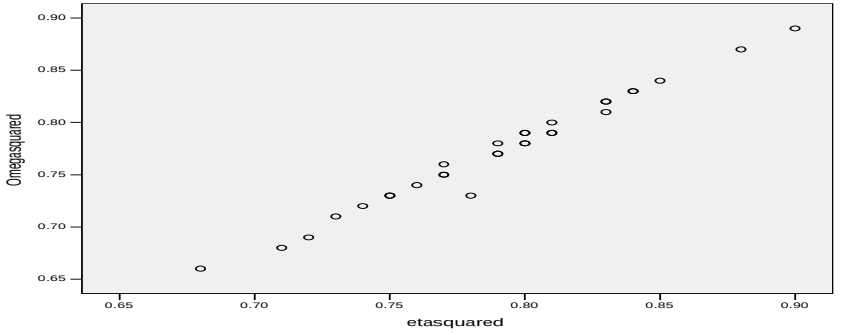
رقم الحالة	η^2	ω^2
١	٠,٧٨	٠,٧٣
٢	٠,٧٩	٠,٧٨
٣	٠,٩٠	٠,٨٩
٤	٠,٧٥	٠,٧٣
٥	٠,٨٨	٠,٨٧
٦	٠,٧٦	٠,٧٤
٧	٠,٧٩	٠,٧٧
٨	٠,٨٣	٠,٨١
٩	٠,٨١	٠,٨٠
١٠	٠,٨٠	٠,٧٨
١١	٠,٨٣	٠,٨٢
١٢	٠,٨٥	٠,٨٤
١٣	٠,٨٠	٠,٧٩
١٤	٠,٨٠	٠,٧٨
١٥	٠,٧٧	٠,٧٦
١٦	٠,٧١	٠,٦٨
١٧	٠,٨٤	٠,٨٣

١٨	٠,٨٣	٠,٨٢
١٩	٠,٨٤	٠,٨٣
٢٠	٠,٨١	٠,٧٩
٢١	٠,٦٨	٠,٦٦
٢٢	٠,٨١	٠,٧٩
٢٣	٠,٧٧	٠,٧٥
٢٤	٠,٧٤	٠,٧٢
٢٥	٠,٧٣	٠,٧١
٢٦	٠,٧٢	٠,٦٩
٢٧	٠,٧٥	٠,٧٣
٢٨	٠,٧٧	٠,٧٥
٢٩	٠,٨٠	٠,٧٩
٣٠	٠,٧٩	٠,٧٧

يتضح من خلال جدول رقم (٦) وجود تقارب بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا على النحو التالي: ٠,٩٠، ٠,٨٨، ٠,٨٥ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا على النحو التالي: ٠,٨٩، ٠,٨٧، ٠,٨٤.

من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا على النحو التالي: ٠,٦٨، ٠,٧١، ٠,٧٢ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا على النحو التالي: ٠,٦٦، ٠,٦٨، ٠,٦٩.

ولوصف العلاقة بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين باستخدام الرسوم البيانية فان شكل رقم (٣) يظهر انتشار قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا.



شكل رقم (٢): رسم بياني يوضح العلاقة بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا

يتضح من الشكل رقم (٢) وجود علاقة إيجابية وواضحة بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا، بمعنى أن قيم مربع أوميجا تزداد وبصورة خطية كلما ازدادت قيم مربع ايتا.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا فإنه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المرتبطة، وجدول رقم (٧) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (٧): نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع ايتا	٠,٧٩	٠,٠٤٩	١١,٢٧٣	٢٩	أقل من ٠,٠٠١
مربع أوميجا	٠,٧٧	٠,٠٥٤			

يتضح من خلال جدول رقم (٧) وجود فروق دالة إحصائياً ($P\leq 0.05$) بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين لصالح مربع ايتا حيث بلغت قيمة ت ١١,٢٧٣ مما يُمكّن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين.

ويتضح من خلال النتائج الواردة وجود تقارب بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، كذلك يتضح من خلال النتائج الواردة في هذه الدراسة وجود علاقة إيجابية وواضحة بين قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا، بمعنى أن قيم مربع أوميجا تزداد وبصورة خطية كلما ازدادت قيم مربع ايتا. وبالرغم من ذلك فقد توصلت نتائج اختبارت لوجود فروق بين متوسط قيم مربع ايتا وقيم مربع أوميجا لصالح مربع ايتا.مما يشير إلى أن قيم مربع ايتا تزداد عن قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين أي أنه يفضل استخدام مربع أوميجا عن مربع ايتا للتعبير عن الدلالة العملية للنتائج الإحصائية في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين، وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن قيم مربع ايتا أكثر تحيزا من قيم مربع أوميجا.

- اختبار صحة الفرض الثاني:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض. وللتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وجدول رقم (٨) يظهر هذه النتائج:

جدول رقم (٨): قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحرراً

رقم الحالة	η^2 (في حالة الانتهاك – متحررا)
١	٠,٥٨
٢	٠,٤٣
٣	٠,٤٨
٤	٠,٧٩

٥	٠,٥٢
٦	٠,٣١
٧	٠,٦٥
٨	٠,٧٥
٩	٠,٥١
١٠	٠,٥٢
١١	٠,٥٠
١٢	٠,٤٨
١٣	٠,٦٨
١٤	٠,٧٥
١٥	٠,٦٧
١٦	٠,٥٧
١٧	٠,٥٧
١٨	٠,٤٠
١٩	٠,٤٩
٢٠	٠,٥٩
٢١	٠,٢٤
٢٢	٠,٧٠
٢٣	٠,٥٥
٢٤	٠,٦٠
٢٥	٠,٣٩
٢٦	٠,٥٦
٢٧	٠,٧٣
٢٨	٠,٤٧
٢٩	٠,٥٤
٣٠	٠,٣٧

يتضح من خلال الجدولين رقم (٦ ،٨) عدم وجود تقارب بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٩٠، ٠,٨٨، ٠,٨٥ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٧٩، ٠,٧٥، ٠,٧٣ .من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٦٨، ٠,٧١، ٠,٧٢ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٢٤، ٠,٣١، ٠,٣٧

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا فإنه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (٩) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (٩): نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه متحررا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك	٠,٧٩	٠,٠٤٩	٩,٤٤٥	٥٨	أقل من ٠,٠٠١
مربع ايتا في حالة الانتهاك متحررا	٠,٥٤	٠,١٣٣			

يتضح من خلال جدول رقم (٩) وجود فروق دالة إحصائياً ($P\leq 0.05$) بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا حيث بلغت قيمة ت ٩,٤٤٥ مما يُمكّن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا.

ويتضح من خلال النتائج الواردة عدم وجود تقارب بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا، ومن خلال النتائج الواردة في هذه الدراسة يتضح عدم وجود علاقة بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا، بمعنى أن قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك لا ترتبط بقيم نفس الإحصائي في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحررا. وقد أكدت نتائج اختبارت على النتيجة السابقة حيث أظهرت نتائج هذا التحليل الإحصائي وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا مما يُمكّن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ .وبالرجوع إلى النتائج الواردة في الجدولين رقم (٨،٦) اللذان يظهرا قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك وقيمها في حالة الانتهاك بحيث يكون اختبار ف متحررا يتضح أن قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك أكبر وبصورة عامة من قيمها في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحررا، مما يشير إلى أن قيم مربع ايتا تتأثر بانتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا حيث أن قيمها تقل وهذا بالتالي يقلل من الدلالة العملية للنتائج، مما قد يجعل النتائج الإحصائية أقل فائدة ويقلل من أهمية الكثير من الدراسات الإحصائية التي قد لا تأخذ بعين الاعتبار فحص الافتراض الخاص بتجانس التباين في حالة استخدام اختبار ف لتحليل بياناتها.

وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع ايتا تعتمد على المقارنة بين مجموع المربعات للعامل المستقل على مجموع مربعات العامل الكلي (وهي في الأساس تباينات) (معادلة رقم ٨).

- اختبار صحة الفرض الثالث:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.

للتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظا، وجدول رقم (١٠) يظهر هذه النتائج:

يتضح من خلال الجدولين رقم (١٠،٦) عدم وجود تقارب بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظاً حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٩٠، ٠,٨٨، ٠,٨٥ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظاً على النحو التالي: ٠,٨٢، ٠,٨١، ٠,٨٠.

من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٧٢، ٠,٧١، ٠,٦٨ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظاً على النحو التالي: ٠,٥١، ٠,٥٠، ٠,٤٧.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظاً فإنه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (١١) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (١٠): قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحفظاً

رقم الحالة	η^2 (في حالة الانتهاك – متحفظاً)
١	٠,٦٨
٢	٠,٨٢
٣	٠,٥٥
٤	٠,٨٠
٥	٠,٥١
٦	٠,٨١
٧	٠,٧٦
٨	٠,٥٣
٩	٠,٥٦
١٠	٠,٦٢
١١	٠,٦٦
١٢	٠,٥٩
١٣	٠,٦٧
١٤	٠,٥٣
١٥	٠,٧٣

١٦	٠,٦٤
١٧	٠,٧٤
١٨	٠,٨٢
١٩	٠,٦٢
٢٠	٠,٧٧
٢١	٠,٥١
٢٢	٠,٤٧
٢٣	٠,٧٨
٢٤	٠,٦٢
٢٥	٠,٧٥
٢٦	٠,٥١
٢٧	٠,٧٨
٢٨	٠,٥٠
٢٩	٠,٦٨
٣٠	٠,٥٦

جدول رقم (١١): نتائج اختبار ت للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه متحفظا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك	٠,٧٩	٠,٠٤٩	٦,١٨٠	٥٨	أقل من ٠,٠٠١
مربع ايتا في حالة الانتهاك متحفظا	٠,٦٥	٠,١١٢			

يتضح من خلال جدول رقم (١١) وجود فروق دالة إحصائياً ($P \leq 0.05$) بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظا حيث بلغت قيمة ت ٦,١٨٠ مما يُمكّن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظا.

وبينت نتائج الدراسة الحالية عدم وجود تقارب بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحفظا، ومن خلال النتائج الواردة في هذه الدراسة يظهر عدم وجود علاقة بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحفظا، أي أن قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك لا ترتبط بقيم نفس الإحصائي في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا. وقد أكدت نتائج اختبار ت على النتيجة السابقة فقد أظهرت نتائج هذا التحليل الإحصائي وجود فروق دالة إحصائيا بين قيم مربع ايتا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحفظا مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥.

وبالرجوع إلى النتائج الواردة في الجدولين رقم (١٠،٦) اللذان يظهرا قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك وقيمها في حالة الانتهاك بحيث يكون اختبار ف

متحفظاً يتضح أن قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك أكبر وبصورة عامة من قيمها في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا، مما يشير إلى أن قيم مربع ايتا تتأثر بانتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا حيث أن قيمها تقل وهذا بالتالي يقلل من الدلالة العملية للنتائج، مما يشير إلى أهمية أن يأخذ الباحث بعين الاعتبار نتائج فحص افتراض تجانس التباين عند تفسير الدلالة العملية لنتائج دراسته، حيث أن انتهاك افتراض تجانس التباين وبحيث يكون اختبار ف متحفظا قد يقلل من الدلالة العملية للنتائج عند استخدام الاختبار الإحصائي ت لفحص الدلالة العملية مما يقلل من أهمية الدراسة ويحد من إمكانية تعميم نتائجها.

وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع ايتا تعتمد على المقارنة بين مجموع المربعات للعامل المستقل على مجموع مربعات العامل الكلي (وهي في الأساس تباينات)، وبمقارنة الفرق في القيم بين مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك وفي حالة الانتهاك في كلا من تحرر ف وتحفظه نجد تقارب القيم نسبيا في حالة تحفظ ف (معادلة رقم ٨).

- اختبار صحة الفرض الرابع:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.

للتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا، وتظهر هذه النتائج كما في الجدولين رقم (٨،١٠).

ويتضح من خلال الجدولين رقم (٨،١٠) عدم وجود تقارب بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٧٩، ٠,٧٥، ٠,٧٣ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا على النحو التالي: ٠,٨٢، ٠,٨١، ٠,٨٠.

من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٢٤، ٠,٣١، ٠,٣٧ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا على النحو التالي: ٠,٤٧، ٠,٥٠، ٠,٥١.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا فإنه قد تم

استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (١٢) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (١٢): نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحررا ومتحفظا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع ايتا في حالة الانتهاك متحررا	٠,٥٥	٠,١٣٧	٣,٠٢٦	٥٥	٠,٠٠٤
مربع ايتا في حالة الانتهاك متحفظا	٠,٦٥	٠,١١٢			

يتضح من خلال جدول رقم (١٢) وجود فروق دالة إحصائياً ($P \leq 0.05$) بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا حيث بلغت قيمة ت ٣,٠٢٦ مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.

ويلاحظ من خلال نتائج هذه الدراسة أن هناك فرق بين قيم مربع ايتا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا، وبالرجوع إلى النتائج الواردة في هذه الدراسة يتضح أن قيم مربع ايتا في حالة التحفظ أكبر من قيمها في حالة التحرر، وإذا أخذنا بعين الاعتبار أن قيم مربع ايتا في الحالتين تقل عن قيمها في حالة عدم الانتهاك يمكن القول أنها تقترب من قيم مربع ايتا في حالة عدم الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا وليس متحررا. من هنا يمكن القول أن انتهاك افتراض تجانس التباين في حالة التحفظ أقل خطورة من انتهاكه في حالة التحرر، وقد تبدو هذه النتيجة مختلفة عن ما تشير إليه الدراسات بالنسبة لتأثر اختبار ف بانتهاك إفتراض تجانس التباين، حيث تشير هذه الدراسات إلى أن اختبار ف يصبح متحررا بمعنى أنه تزيد احتمالية الخطأ من النوع الأول عندما يكون التباين الأصغر مع العينة الأكبر حجما، لكن قيمة مؤشر مربع ايتا تقل في حالة انتهاك الافتراض وبحيث يكون اختبار ف متحررا وهي تزداد إذا كان اختبار ف متحفظا، وقد تفسر هذه النتيجة بأن انتهاك افتراض تجانس التباين في حالة التحفظ قد يؤثر على الدلالة الإحصائية ولكن ليس بنفس النمط الذي يحدثه على قيمة مؤشر مربع ايتا كأحد المؤشرات المستخدمة لفحص الدلالة العملية للنتائج حيث أنه قد يزداد دقة مقارنة بقيمته في حالة التحرر.وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع ايتا لا تعتمد على تحرر أو تحفظ ف ولذلك تعطي نفس النتائج في حالة التحرر أو التحفظ (معادلة رقم ٨).

- اختبار صحة الفرض الخامس:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض. وللتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا، وجدول رقم (١٣) يظهر هذه النتائج:

جدول رقم (١٣):قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحرراً

رقم الحالة	ω^2 (في حالة الانتهاك – متحرراً)
١	٠,٥٥
٢	٠,٣٨
٣	٠,٤٤
٤	٠,٧٧
٥	٠,٤٩
٦	٠,٢٦
٧	٠,٦٣
٨	٠,٧٣
٩	٠,٤٨
١٠	٠,٤٨
١١	٠,٤٦
١٢	٠,٤٤
١٣	٠,٦٥
١٤	٠,٧٣
١٥	٠,٦٤
١٦	٠,٥٣
١٧	٠,٥٤
١٨	٠,٣٥
١٩	٠,٤٤
٢٠	٠,٥٦
٢١	٠,١٨
٢٢	٠,٦٨
٢٣	٠,٥١
٢٤	٠,٥٧
٢٥	٠,٣٥
٢٦	٠,٥٣
٢٧	٠,٧١
٢٨	٠,٤٣
٢٩	٠,٥٠
٣٠	٠,٣٢

يتضح من خلال الجدولين رقم (١٣،٦) عدم وجود تقارب بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٨٩، ٠,٨٧، ٠,٨٣ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٧٧، ٠,٧٣، ٠,٧١.

من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٦٦، ٠,٦٨، ٠,٦٩ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,١٨، ٠,٢٦، ٠,٣٢.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحررا فإنه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (١٤) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (١٤) : نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه متحررا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك	٠,٧٧	٠,٠٥٤	٩,٣٨٤	٥٨	أقل من ٠,٠٠١
مربع أوميجا في حالة الانتهاك متحررا	٠,٥١	٠,١٤٣			

يتضح من خلال جدول رقم (١٤) وجود فروق دالة إحصائياً ($P \leq 0.05$) بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وقيمها في حالة الانتهاك وبحيث يكون اختبار ف متحررا حيث بلغت قيمة ت ٩,٣٨٤ مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وقيمها في حالة الانتهاك وبحيث يكون اختبار ف متحررا.

وبينت نتائج الدراسة الحالية عدم وجود تقارب بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا، ويتضح من خلال نتائج هذه الدراسة عدم وجود علاقة بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا، بمعنى أن قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك لا ترتبط بقيم نفس الإحصائي في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحررا. وقد أكدت نتائج اختبارت على النتيجة السابقة حيث أظهرت نتائج هذا التحليل الإحصائي وجود فروق دالة إحصائيا بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحررا مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ .وبالرجوع إلى النتائج الواردة في الجدولين رقم (١٣،٦) اللذان يظهرا قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك وقيمها في حالة الانتهاك بحيث يكون اختبار ف متحررا يتضح أن قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك أكبر وبصورة عامة من قيمها في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحررا، مما يشير إلى أن قيم مربع أوميجا تتأثر بانتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار

ف متحرراً حيث أن قيمها تقل وهذا بالتالي يقلل من الدلالة العملية للنتائج، مما قد يجعل النتائج الإحصائية أقل فائدة ويقلل من أهمية الكثير من الدراسات الإحصائية التي قد يتجاهل فيها الباحث النتائج الخاصة بفحص افتراض تجانس التباين الذي يؤثر حسب ما تشير الدراسات على قيمة ف وهو حسب الدراسة الحالية يؤثر أيضاً على قيمة مؤشر مربع أوميجا والذي يستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج. وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع أوميجا تعتمد على المقارنة بين مجموع المربعات للعامل المستقل على مجموع مربعات العامل الكلي (وهي في الأساس تباينات) (معادلة رقم ١٨).

- اختبار صحة الفرض السادس:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظاً، وقيمها في حالة عدم انتهاك ذلك الافتراض.وللتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحفظاً، وجدول رقم (١٥) يظهر هذه النتائج:

يتضح من خلال الجدولين رقم (١٥،٦) عدم وجود تقارب بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظاً حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٨٩، ٠,٨٧، ٠,٨٣ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظاً على النحو التالي: ٠,٨١، ٠,٨٠، ٠,٧٩.

من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين على النحو التالي: ٠,٦٦، ٠,٦٨، ٠,٦٩ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظاً على النحو التالي: ٠,٤٣، ٠,٤٦، ٠,٤٧.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه إذا كان اختبار ف متحفظاً فإنه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (١٦) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (١٥): قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحفظاً

رقم الحالة	ω^2 (في حالة الانتهاك – متحفظاً)
١	٠,٦٦
٢	٠,٨١

٣	٠,٥١
٤	٠,٧٩
٥	٠,٤٧
٦	٠,٨٠
٧	٠,٧٤
٨	٠,٤٩
٩	٠,٥٢
١٠	٠,٥٩
١١	٠,٦٤
١٢	٠,٥٦
١٣	٠,٦٤
١٤	٠,٤٩
١٥	٠,٧١
١٦	٠,٦١
١٧	٠,٧٢
١٨	٠,٨١
١٩	٠,٥٩
٢٠	٠,٧٦
٢١	٠,٤٧
٢٢	٠,٤٣
٢٣	٠,٧٦
٢٤	٠,٥٨
٢٥	٠,٧٢
٢٦	٠,٤٨
٢٧	٠,٧٦
٢٨	٠,٤٦
٢٩	٠,٦٥
٣٠	٠,٥٣

جدول رقم (١٦): نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وفي حالة انتهاكه متحفظا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك	٠,٧٧	٠,٠٥٤	٦,٠٧٠	٥٨	أقل من ٠,٠٠١
مربع أوميجا في حالة الانتهاك متحررا	٠,٦٢	٠,١٢٢			

يتضح من خلال جدول رقم (١٦) وجود فروق دالة إحصائياً ($P \leq 0.05$) بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وقيمها في حالة الانتهاك وبحيث يكون اختبار ف متحفظا حيث بلغت قيمة ت ٦,٠٧٠ مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وقيمها في حالة الانتهاك وبحيث يكون اختبار ف متحفظا.

ويتبين من خلال نتائج الدراسة الحالية وجود فروق بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف

متحفظاً، ويتضح من خلال النتائج الواردة في هذه الدراسة عدم وجود علاقة بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحفظا، أي أن قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك لاترتبط بقيم نفس الإحصائي في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا. وقد أكدت نتائج اختبارت على النتيجة السابقة فقد أظهرت نتائج هذا التحليل الإحصائي وجود فروق دالة إحصائيا بين قيم مربع أوميجا في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين وانتهاكه بحيث يكون اختبار ف متحفظا مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥.

وبالرجوع إلى النتائج الواردة في الجدولين رقم (١٥،٦) اللذان يظهرا قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك وقيمها في حالة الانتهاك بحيث يكون اختبار ف متحفظا يتضح أن قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك أكبر وبصورة عامة من قيمها في حالة الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا، مما يشير إلى أن قيم مربع أوميجا تتأثر بانتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا حيث أن قيمها تقل وهذا بالتالي يقلل من الدلالة العملية للنتائج، مما يدعو الباحث إلى التأني قبل تفسير الدلالة العملية لنتائجه عند استخدام مؤشر مربع أوميجا لتفسير الدلالة العملية لنتائجه، حيث قد تكون الدلالة العملية أكبر من تلك التي يتم الحصول عليها من خلال مؤشر مربع أوميجا.

وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع أوميجا تعتمد على المقارنة بين مجموع المربعات للعامل المستقل على مجموع مربعات العامل الكلي (وهي في الأساس تباينات)، وبمقارنة الفرق في القيم بين مربع أوميجا في حالة عدم الإنتهاك وفي حالة الانتهاك في كلا من تحرر ف وتحفظه نجد تقارب القيم نسبياً في حالة تحفظ ف (معادلة رقم ١٨).

- اختبار صحة الفرض السابع:

لا توجد فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا. وللتحقق من صحة هذا الفرض فقد تم حساب قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين وبالتحديد إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا، وتظهر هذه النتائج كما في الجدولين رقم (١٥،١٣).

ويتضح من خلال الجدولين رقم (١٥،١٣) عدم وجود تقارب بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا حيث كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا على النحو التالي: ٠,٧٧، ٠,٧٣، ٠,٧١ بينما كانت أعلى ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا على النحو التالي: ٠,٨١، ٠,٨٠، ٠,٧٩ .من جهة ثانية كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة

انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحرراً على النحو التالي: ٠,١٨، ٠,٢٦، ٠,٣٢ بينما كانت أقل ثلاث قيم من قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحفظا على النحو التالي: ٠,٤٣، ٠,٤٦، ٠,٤٧.

ولفحص الدلالة الإحصائية للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا فانه قد تم استخدام الاختبار الإحصائي ت للعينات المستقلة، وجدول رقم (١٧) يظهر نتائج هذا التحليل الإحصائي.

جدول رقم (١٧): نتائج اختبارت للفروق بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين متحررا ومتحفظا

مؤشر الدلالة العملية	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجات الحرية	الدلالة الإحصائية
مربع أوميجا في حالة الانتهاك متحررا	٠,٥١	٠,١٤٣	٣,٣١٣	٥٨	٠,٠٠٢
مربع أوميجا في حالة الانتهاك متحفظا	٠,٦٢	٠,١٢٢			

يتضح من خلال جدول رقم (١٧) وجود فروق دالة إحصائياً ($P \leq 0.05$) بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا حيث بلغت قيمة ت ٣,٣١٣ مما يُمكن من رفض الفرضية الصفرية التي تشير إلى عدم وجود فروق دالة إحصائيا عند مستوى دلالة ٠,٠٥ بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا.

وتبين نتائج الدراسة الحالية وجود فروق بين قيم مربع أوميجا في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين إذا كان اختبار ف متحررا أو متحفظا، وبالرجوع إلى النتائج الواردة في الفصل السابق يتضح أن قيم مربع أوميجا في حالة التحفظ أكبر من قيمها في حالة التحرر، وإذا أخذنا بعين الاعتبار أن قيم مربع أوميجا في الحالتين تقل عن قيمها في حالة عدم الانتهاك يمكن القول أنها تقترب من قيم مربع أوميجا في حالة عدم الانتهاك إذا كان اختبار ف متحفظا وليس متحررا.

وقد ترجع هذه النتيجة إلى أن المعادلة المستخدمة في حساب مربع أوميجا لا تعتمد على تحرر أو تحفظ ف ولذلك تعطي نفس النتائج في حالة التحرر أو التحفظ (معادلة رقم ١٨).

- التوصيات :

من خلال النتائج التي أسفرت عنها الدراسة الحالية فإن الباحث يوصي بالآتي:

- ضرورة فحص الافتراضات الخاصة باستخدام الأساليب الإحصائية المعلمية مثل اختبار ف وخاصة افتراض تجانس التباين قبل استخدام تلك الأساليب لتحليل البيانات الإحصائية.
- في حالة عدم انتهاك افتراض تجانس التباين يفضل استخدام مربع أوميجا على مربع ايتا.
- في حالة انتهاك افتراض تجانس التباين فإن على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثر قيم مربع أوميجا أكثر من قيم مربع ايتا عند استخدامها كمؤشرات لوصف الدلالة العملية للنتائج.
- يجب تفسير النتائج الإحصائية للدراسات النفسية والتربوية عند استخدام الأساليب الإحصائية المعلمية تبعا لنتائج فحص الافتراضات الخاصة بتجانس التباين سواءً فيما يتعلق بالدلالة الإحصائية أو الدلالة العملية للنتائج.

- الدراسات المقترحة :

بعض المقترحات التي قد تساعد على تفتيح آفاق الطالب الباحث على بعض النقاط الجديرة بالبحث:

- المقارنة بين مؤشرات إحصائية أخرى قد تستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج في حالة اختبار ف.
- فحص أثر انتهاك الافتراضات الأخرى التي يجب أخذها بعين الاعتبار عند استخدام اختبار ف على المؤشرات الإحصائية التي قد تستخدم لفحص الدلالة العملية للنتائج، فعلى سبيل المثال يمكن فحص أثر انتهاك افتراض التوزيع الطبيعي على قيم مربع ايتا ومربع أوميجا أو غيرهما كمؤشرات تستخدم لفحص الدلالة العملية.
- من الممكن إجراء نفس الدراسة الحالية ولكن باستخدام حالات أكثر، ويمكن تحقيق ذلك من خلال استخدام البرامج الإحصائية التي قد تصمم تحديدا لتحقيق هذا الغرض.
- القيام بالدراسة عند تغيير حجم العينة، مستوى الدلالة أو غيرها من المتغيرات ذات العلاقة.

- المراجع :

- أولاً : المراجع العربية :

- إبراهيم، رشاد إبراهيم (٢٠٠٠م)، *واقع الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة في بحوث مجلة دراسات – العلوم التربوية– في الأعوام (١٩٩٧ – ١٩٩٨م) في الجامعة الأردنية*، رسالة ماجستير، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.
- أبو حطب، فؤاد وصادق، آمال (١٩٩١م)، *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي*، القاهرة، مكتبة الانجلو المصرية.
- أبو شعيشع، السيد (١٩٩٧م)، *الإحصاء للعلوم السلوكية*، القاهرة: دار النهضة.
- البلداوي، عبد الحميد (١٩٩٧م)، *الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية*، عمان: دار الشروق للنشر والتوزيع.

- جرادات، ضرار وجودة، ماجد (٢٠٠٥م)، *قوة الاختبار الإحصائي وحجم الأثر وحجم العينة للدراسات المنشورة في مجلة أبحاث اليرموك – سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية*، المجلة الأردنية في العلوم التربوية، مجلد ١، عدد ١، ٢٠٠٥م، ٢١ – ٢٩.
- الجضعي، خالد (٢٠٠٥م)، *تقنيات صنع القرار*، ج٢، الرياض: دار الأصحاب للنشر والتوزيع.
- جعفر، إلطاف (١٩٩٧م)، *واقع الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة في رسائل ماجستير علم النفس التربوي في الجامعة الأردنية*، رسالة ماجستير، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.
- الجودة، ماجد محمود (٢٠٠٣م)، *الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبار للأبحاث المنشورة في مجلة أبحاث اليرموك سلسلة العلوم الإنسانية والاجتماعية (١٩٨٥ – ٢٠٠١م): دراسة وصفية*، رسالة ماجستير، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.
- الحاج، فريال محمود (٢٠٠٣م)، *واقع الدلالة الإحصائية والدلالة العملية وقوة الاختبار للاختبارات الإحصائية في رسائل الماجستير الصادرة عن كلية العلوم التربوية في جامعة مؤتة*، رسالة ماجستير، جامعة مؤتة، الأردن.
- حجمات، تحسين أحمد (١٩٩٦م)، *واقع الدلالة العملية وقوة الاختبارات الإحصائية المستخدمة في رسائل الماجستير في مجال الإرشاد والتوجيه*، رسالة ماجستير، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.
- الزراد، فيصل وآخرون (١٩٨٨م)، *الإحصاء النفسي والتربوي*، دبي، دار القلم للنشر والتوزيع.
- السيد، فؤاد البهي (١٩٧٩م)، *علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري*، القاهرة: دار الفكر العربي.
- الشربيني، زكريا (١٩٩٥م)، *الإحصاء وتصميم التجارب في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية*، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- الصائغ، ابتسام (١٤١٧هـ)، *الدلالة الإحصائية والدلالة العملية لاختبار (ت) و (ف)*، رسالة ماجستير ، كلية التربية بجامعة أم القرى.
- الصياد، جلال وحبيب، محمد (١٩٩٠م)، *مقدمة في الطرق الإحصائية*، ط٢، جدة، دار عكاظ للطباعة والنشر.
- الصياد، عبد العاطي أحمد (١٩٨٨م)، *الدلالة العملية وحجم العينة المصاحبتين للدلالة الإحصائية لاختبار t في البحث التربوي والنفسي*، (دراسة تقويمية)، الزقازيق، جامعة الزقازيق.
- طه ، ربيع سعيد والقاضي ، ضياء (١٩٩٤م) ،*أساسيات الإحصاء التطبيقي في المجال الزراعي* ، جامعة القاهرة ، القاهرة : الكتاب الجامعي.
- طه، ربيع سعيد (٢٠١١م)، *محاضرات غير منشورة في مقرر إحصاء استدلالي"٢"* ، كلية التربية، جامعة أم القرى.
- عدس، عبد الرحمن (١٩٧٣م)، *مبادئ الإحصاء في التربية وعلم النفس*، عمان، مكتبة الأقصى، الطبعة الأولى.
- عدس، عبد الرحمن (١٩٩٧م)، *مبادئ الإحصاء في التربية وعلم النفس*، الجزء الثاني، عمان: دار الفكر.
- علام، صلاح الدين محمود (١٩٩٣م)، *الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية*، ط١، القاهرة، دار الفكر العربي.
- عودة، أحمد سليمان والخليلي، خليل يوسف (١٩٨٨م)، *الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية*، عمان، دار الفكر للنشر والتوزيع.

- فهمي، محمد بهاء الدين (٢٠٠٥م، ١٤٢٦هـ)، *الإحصاء بلا معاناة: المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS (ج٢)*، المملكة العربية السعودية: معهد الإدارة العامة.
- النجار، عبد الله عبد الرحمن (١٩٩١م)، *دراسة تقويمية مقارنة للأساليب الإحصائية التي استخدمت في تحليل البيانات في رسائل الماجستير في كل من كلية التربية بجامعة أم القرى بمكة المكرمة وكلية التربية بجامعة الملك سعود بالرياض*، رسالة ماجستير غير منشورة، مكة المكرمة، كلية التربية بجامعة أم القرى.
- نصار، يحيى (٢٠٠٦م)، *استخدام حجم الأثر لفحص الدلالة العملية للنتائج في الدراسات الكمية*، مجلة العلوم التربوية والنفسية الصادرة عن كلية التربية، جامعة البحرين، ٧ (٢)، ٣٨ – ٥٩.

● ثانياً/ المراجع الأجنبية :

- Abelson, R. P. (1995), *Statistics as principled argument*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Brown , J. D. (2008), *Questions and answers about language testing statistics: Effect size and eta squared* . Shiken: JALT Testing & Evaluation SIG Newsletter. Vol. 12 No. 2. Apr. 2008. (p. 38 - 43) [ISSN 1881-5537].
- Carver, R. P. (1978), *The case against statistical significance testing*. Harvard Educational Review, 48, 378-399.
- Carver, R. P. (1993), *The case against statistical significance testing, revisited*. The Journal of Experimental Education, 61(4), 287-292.
- Cohen , J . (1973), *Eta – Squared and Partial Eta – Squared in Fixed Factor ANOVA Design* , Educational and Psychological Measurement , 33
- Cohen , J . (1977), *Statistical Power Analysis For the Behavioral Sciences* , New York : Academic Press .
- Cohen , J . (1988), *Statistical Power Analysis For the Behavioral Sciences* , Hillsdale , NJ: Erlbaum .
- Cohen, J, Cohen, P., West, S. G., & Aiken ,L.S. (2003), *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences (3rd ed)*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gill, D.H., McNamara, J.F.,& Skinkle, J.D. (1980), *The Practical Significance of Research Reported in the Journal of Industrial Teacher Education* . Journal of Industrial Teacher Education , 17(2) , 5-19 .
- Hagen, R.L. (1997), *In praise of the null hypothesis statistical test*. American Psychologist, Vol 52 (1) , 15-24.
- Hanson, M.(1979), *Statistical Models and Practical Significance in Reading Research* . Paper presented at the annual meeting of the National Reading Conference. 29December.
- Hanson, M., Abramson ,M.& McNamara ,J. (1986), *Practical Significance in Special Education Research*, The Journal of Special Education . Vol 20 . No.4 .
- Harwell, M.R., Rubinstein, E.N., Hayes, W.S.& Olds, C.C. (1992), *Summarizing Monte Carlo results in methodological research: the one- and two-factor fixed effects ANOVA cases*. J. Educ. Stat. 17 no. 4, 315-339

- Hasse , R.F. , Donna F.(1983) , *Classical and Partial Eta Square in Multifactor ANOVA Designs*, Educational and Psychology Measurement,43.
- Hays, W.L.(1963) , *Statistics for Psychologists*. New York : Holt, Rinehart , and Winston .
- Hays, W.L .(1973) , *Statistics For the Social Sciences*, 2nd Edition , New York: Holt , Rinehart and Winson, INC .
- Hays, W.L.(1994), *Statistics (5th ed)*. Belmont, CA: Wadsworth.
- Howell, D.C.(1992), *Statistical Methods For Psychology*, 3rd Edition, Belmont , California: Duxbury Press, an Imprint of Wadsworth Publishing Company.
- Howell, D.C.(1995) , *Fundamental Statistics for the Behavioral Sciences*. (3rd ed) .CA : Belmont .
- Huberty, C. J. (1993), *Historical Origins of Statistical Testing Practices: The Treatment of Fisher Versus Neyman-Pearson Views in Textbooks*. The Journal of Experimental Education, 61(4), 317-333.
- Huston, H.L.(1993), *Meaning Fulness, Statistical Significance, Effect Size, and Power Analysis : A General Discussion with Implications for Manova*. Paper Presented at Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Association (22nd , New Orleans, LA, November 9-12, 1993) .
- Judge, G.G.(1988), *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York : Wiley .
- Kellow, J.T.(1998) , *Beyond Statistical Significant Tests : The Importance of Using Other Estimates of Treatment Effects To Interpret Evaluation Results*. American Journal of Evaluation. V19, n1, P123-34, Win 1998.
- Kennedy, J.J.(1970), *The eta coefficient in complex ANOVA designs*. Educational and Psychological Measurement, 30, 885-889.
- Keppel, G.(1982), *Design and analysis : A researchers handbook, (2nd ed.)*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice - Hall.
- Kerlinger, F.N.(1986), *Foundations of behavioral research*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- King , B.M., Rosopa, P. J& Minium, E.W.(2010), *Statistical Reasoning in the Behavioral Sciences*. John Wiley and Sons .
- Kirk, R. E.(1995), *Experimental design*. Pacific Grove, CA: Brooks Cole.
- Kirk, R.E.(1996) , *Practical Significance : A concept Whose Time Has Come*. Educational and Psychological Measurement. October 1996. Vol. 56 , no. 5 ,746-759.
- Markel, W.D.(1985), *Statistical Significance: A Misunderstood Concept*, School Sience and Mathematics, Vol 85 , Issue 5, 361-366.
- Maxwell, S.E.& Delaney , H.D.(1990) , *Designing Experiments and Analyzing Data : A Model Comparison Perspective*. Belmont , CA : Wadsworth Publishing .
- Mcclain , A.(1995) , *Effect Size as an Alternative to Statistical Significance*

Testing. Paper Presented at the Annual Meeting for the American Educational Research Association . San Francisco, CA. (Eric Document Reproduction Service No. ED 382639) .

- McLean , J.E., Ernest , J.M.(1997) , *Has Testing for Statistical Significance Outlived its Usefullness*. Paper Presented at the Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Association (26, Memphis, TN, November 12-14, 1997) . (Eric Document Reproduction Service No. ED 415265) .
- McNamara , J. F.(1978) , *Practical Significance and Statistical Models*, Eductional Adminstration Quarterly Vol.14, No.1, 48-63.
- McNamara, J.F.& Gill, O.H.(1978) , *Practical Significance in Vocational Education Research*, The Journal of Vocational Education Research . 3(3), 27-48.
- Murray L.W.& Dosser D.A.(1987) , *How Significant a Significant Difference ? Problems With the Measurement of Magnitude of Effect*, Journal of Counseling Phychology . Vol.34, No.1 .
- Levene, H.(1960), *Robust tests for equality of variances*. Stanford University Press, pp.278-292.
- Lix, L.M., Keselman, J.C. & Keselman, H.J.(1998), *Consequences of Assumption Violations Revisited: A Quantitative Review of Alternatives to the One-Way Analysis of Variance F Test*. Review of Educational Research, 66, pp.679-819.
- Nix, T.W.& Barnette, J. J.(1998), *The data analysis dilemma: Ban or abandon. A review of null hypothesis significance testing*. Research in the School,Vol.5, No.2, 3-14.
- Rosenthal, R.& Rosnow, R. L.(1985), *Contrast analysis: Focused comparisons in the analysis of variance*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Rosenthal, R.& Rosnow, R. L.(1991), *Essentials of behavioral research: Methods and data analysis (2nd ed)* . New York: McGraw-Hill .
- Shaver, J. P.(1993), *What Statistical Significance Testing Is , and What It Is Not* . Journal of Experimental Education , Vol. 61 , No (4) , 293-316 .
- Snedecor G.W& Cochran W.G.(1989), *Statistical methods*, Volume 276. Wiley-Blackwell , 0813815614, 9780813815619 .
- Snyder , P.& Lawson , S.(1992) , *Evaluating Statistical Significance Using Corrected and Uncorrected Magnitude of Effect Size Estimates*, Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association , San Francisco, Journal of Experimental Education ,61, 334-349 (Eric Document Reproductive Service .No ED 346123).
- Kaufman, J.C.& Grigorenko, E.L.(2009) , *The Essential Sternberg: Essays on Intelligence, Psychology, and Education.* Springer Publishing Company.
- Surhone , L.M, Timpledon , M.T& Marseken , S.F.(2010), *White Test:*

Statistics, Errors and Residuals in Statistics, VarianceRegression Analysis, Dependent and Independent Variables, Homoscedasticity. Betascript Publishers .

- Tabachnick, B.G.& Fidell, L.S.(2001), *Using Multivariate Statistics (4th ed.).* Boston: Allyn and Bacon .
- Thompson , B.(1998) , *Encouraging Effect Size Reporting is not Working: The Etiology of Research Resistance to Changing Practices*. Paper Presented at the Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association (Houston , Tx , January 1998) . (Eric Document Reproduction Service No. ED 416214) .
- Thompson, B.(2006), Foundations of Behavioral Statistics: An Insight-Based Approach*. New York: Guilford* .
- Levine ,T.R.(2002), *Eta Squared, Partial Eta Squared, and Misreporting of Effect Size in Communication Research*. Michigan University, Vol. 28, No. 4, October 2002, 612-625.
- Waddel , G.(1989), *Statistical Methods*. Vol. 276, Wiley- Blackwell, 0813815614, 9780813815619 .
- Wainer, H.(1999), *One cheer for null hypothesis significance testing.* Psychological Methods, 4, 212-213 .
- Wallnau, L. B.& Gravetter F. J.(2008), *Essentials of Statistics for the Behavioral Science*, 6th Edition. ISBN-10: 0495383945. ISBN-13: 9780495383949.

******