

شرح مقال حجم التأثير الوجه المكمل للدلالة الإحصائية



إعداد : محمد إبراهيم محمد

كلية التربية – جامعة المنيا

www.edutest.01ees.net

www.ibrahim1952.jeeran.com

يعد حجم التأثير من المعاملات الاحصائية الضرورية للتأكد من حجم التأثير ونسبة الاسهام للمتغير المستقل في المتغير التابع بعد تحرير تلك القيم من تأثير العينة ويعد مقال الدكتور رشدي فام من اجمل وادق وافضل المقالات التي تناولت حجم التأثير بالدراسة فهو أول من تناوله في المجلة المصرية للدراسات النفسية

حجم التأثير الوجه المكمل للدلالة الإحصائية

أ.د. رشدي فام متصوراً

أستاذ علم النفس - كلية البنات - جامعة عين شمس

سنتناول في هذه الدراسة محورين
أساسيين:

المحور الأول: مفهوم حجم التأثير.

المحور الثاني: أساليب قياس حجم
التأثير وتفسير نتائجه.

المحور الأول: مفهوم حجم التأثير

"Effect Size"

مفهوم يتمد به الأساليب التي
يتم من خلالها معرفة "حجم" الفرق أو
"حجم" العلاقة بين متغيرين أو أكثر. و
يسمى أحياناً بالدلالة العملية
"Practical significance"
ويطلق عليه في أحيان ثالثة مقياس
قوة التأثير "Strength of Effect
Measures" أو في أحيان رابعة قوة
الترابط .. و هكذا.

"أتقدم بجزيل شكر والامتنان في كل من أ.د. فؤاد أبو حطب، أ.د. فايز مراد ميتا، د. هبة الله مصطفى
مراد على كل ما قدموه من إسهامات بارزة وملاحظات بناءة حول هذه الدراسة. كما أتقدم بجزيل
شكر والامتنان كذلك إلى الأبن بهار أحمد حسين شالح الذي أمدني بأهم المراجع في هذا
الموضوع.

ولربما ترى فإن هذا المفهوم يسهل ثقافة كثيرا ما أحسن بها المشتغلون بفروع المعرفة المختلفة والباحثون في العلوم النفسية والتربوية. فقد أحسن هؤلاء الباحثون أن مفهوم الدلالة الإحصائية يعبر عن مدى "الثقة" التي نوليها لتنتائج الفروق أو العلاقات بصرف النظر عن حجم الفرق أو العلاقة. فإذا حسبت دلالة الفرق بين جماعتين ذات أعداد كبيرة فسوف تصل في كثير من الأحيان إلى دلالة الفرق إحصائيا نتيجة زيادة " N " أي "ن" حتى لو كان الفرق بين متوسطي المجموعتين ضعيفا للغاية، حتى قيل إنه يصعب إثبات وتقليل التباين داخل كل مجموعة واختيار مستوى دلالة متخلص نسبيا وزيادة أعداد المجموعات يمكن الوصول بالفروق بين المتوسطات إلى مستوى الدلالة الإحصائية مهما بلغت ضالة هذه الفروق.

والعكس صحيح تماما فقد يكون الفرق بين المتوسطات كبيرا نسبيا بالنظر إلى صغر حجم العينات

فقد لا تكون الفروق دالة إحصائيا مع أن مثل هذه الفروق كبيرة، لكن صغر حجم " N " يكون هو المسئول ضمن عوامل أخرى - عن عدم الوصول إلى مستوى الدلالة حتى لو كان مستوى الدلالة الذي اختاره الباحث متواضعا . . . مثلا.

إن الدلالة الإحصائية تهتم بمستوى الثقة التي نوليها للنتائج فنقول مادام الفرق دالا عند مستوى . . . فهذا يعني أن الفرق بين المجموعتين حقيقي وأن مجتمع المجموعة الأولى يختلف عن مجتمع المجموعة الثانية وأتينا نشق في هذا الحكم بنسبة 295.

هل يعني كلامنا هذا أن مقدار الفرق الفعلي بين المتوسطين لا علاقة له بالوصول لمستوى الدلالة؟ كلا بالطبع ولكننا نقول أن عامل زيادة " N " قد تحرف الدلالة العملية لهذا الفرق فإذا زادت " N " "وصل الفرق لمستوى الدلالة حتى لو كان الفرق صغيرا وإذا قلت " N " لم يصل الفرق لمستوى الدلالة حتى لو

كان الفرق كبيراً. من هنا تحديداً ظهر مفهوم "حجم التأثير" ليعرض أو ليكمل هذا النقص. إن حجم التأثير يظهر ليكمل مستوى الدلالة و لم يأت ليحل محلها.

كيف يعرض مفهوم حجم التأثير هذا النقص في الاعتماد على الدلالة الإحصائية وحدها؟ الإجابة أنه لا يتأثر بحجم العينات. فمقاييس حجم التأثير تتناول حجم الفرق أو قوة الارتباط دون أن يكون دالة لحجم العينة (لا يعتمد على حجم العينة). وما الثمن الذي يدفع مقابل ذلك؟ الثمن هو أن مقاييس حجم التأثير لا

تعبر عن مدى "الثقة" التي توليها لهذا الفرق بل يترك هذا تماماً لمستوى الدلالة الإحصائية للنتائج. ومن هنا جاء مفهوم حجم التأثير "ليكمل" مفهوم الدلالة الإحصائية للنتائج.

يتبين مما تقدم أن مفهوم الدلالة الإحصائية للنتائج يركز على مدى الثقة التي نضعها في النتائج بصرف النظر عن حجم الفرق أو حجم الارتباط (أي أن الفرق ليس صقراً). بينما يركز مفهوم حجم التأثير على الفرق أو حجم الارتباط بصرف النظر عن مدى الثقة التي نضعها في النتائج.

مقاييس حجم التأثير	مستويات الدلالة الإحصائية للاختبارات الإحصائية
تشير إلى حجم الفرق أو قوة الارتباط بصرف النظر عن حجم الثقة	1- تشير إلى حجم الثقة في النتيجة بصرف النظر عن حجم الفرق أو قوة الارتباط.
لا تتأثر بحجم "N"	2- تتأثر مباشرة بحجم "N"

البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية بل والبحوث في مجالات المعرفة الأخرى.

هل يعنى هذا أن الاختبارات الإحصائية بمستويات دلالتها

والخلاصة:

والنتيجة: أن كلا منهما يكمل الآخر ويعرض النقص الكامن فيه. هما إذن كوجهي العملة يؤدي استخدامهما معاً إلى إثراء نتائج

الإحصائية مثبتة الصلة عن مقاييس
حجم التأثير ٢

وتنود بالإيجاب في الأغلب
والأعم ومن ثم فلا بد من إختيار
مستقل لكل منهما، إلا أن هذه القاعدة
لا تمنع من وجود بعض الاستثناءات.

وعلى سبيل المثال نجد أن
معامل الارتباط لبيرسون "Pearson"
هو إختيار إحصائي له مستوى دلالة
إحصائية ويعبر عن العلاقة بين
متغيرين وهو في الوقت ذاته مقياس
"لحجم تأثير" هذه العلاقة كيف كان
ذلك؟

لتأخذ مثالا على هذا: ما العلاقة
بين السمراوات والشقراوات من حيث
حب كل منهما لموسيقى "يوهان
سيباستيان باخ" من ناحية، أو
لموسيقى "إيجور سترافنسكي" من
ناحية أخرى؟

فإذا تصورنا أننا حسبنا $X^2_{Y^2}$
(مربع كاي) مع تصحيح "Yates"
وكانت النتيجة ٨ شقراوات يحبون
باخ إلى ٢ شقراوات يحبون
سترافنسكي، على حين ٢ سمراوات

يحبون باخ إلى ٨ سمراوات يحبون
سترافنسكي، لو حسب $X^2_{Y^2}$ لكان
مساوياً ٤ وبدرجات حرية مقدارها
واحد وهو دال عند مستوى ٥...٠٠
ماذا يحدث لو ضريت العينة في ١٠
ولكن التقسيم يظل ثابتاً ٨٠ إلى ٢٠،
و ٢٠ إلى ٨٠. يرتفع $X^2_{Y^2}$ إلى
٦٩,٦٢ وهو دال عند مستوى أقل
من ٠٠٠٠١. هذا عن $X^2_{Y^2}$ فماذا لو
حسبنا معامل الارتباط الرباعي لكل
من الجدولين السابقين؟

٠.٨٠٩ = r_t في الحالة الأولى و
في الحالة الثانية تظل كما هي = r_t
٠.٨٠٩. أي أنه بينما زادت قيمة $X^2_{Y^2}$
عند زيادة "N" لم تزد قيمة r_t عند
زيادة "N" (r_t ترمز لمعامل الارتباط
الرباعي (tetrachoric)).

من هنا يكون معامل الارتباط
من مقاييس حجم التأثير.

ولكن هل "مستوى الثقة" التي
نضعها في حجم المعامل الأول ٠.٨٠٩
بدرجات حرية ١٨ في الحالة الأولى
هو نفس مستوى الثقة التي نضعها في
نفس حجم المعامل ٠.٨٠٩ بدرجات

لا ومن ثم لمستوى دلالة المعاملين ليس واحداً والثقة التي توضع فيهما بالتالي ليست واحدة. فبالرغم من تساوي حجم معاملي الارتباط (حجم تأثير) إلا أن الدلالة الإحصائية لكل منهما مختلفة لاختلاف "ن" (دلالة إحصائية). إذن فمعامل الارتباط يمكن للنظر إليه على أنه حلقة الوصل بين الاختبارات الإحصائية ذات دلالة الإحصائية من ناحية ومقاييس حجم التأثير التي ليست لها مستويات دلالة إحصائية من ناحية أخرى.

فعندما نتكلم عن الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط فنحن نتكلم عن الثقة في وجود ارتباط ما (ليس صفراً) بثقة مقدارها كذا.

ولكن عندما نتكلم عن حجم المعامل فنحن نتحدث عن "حجم التأثير" أو حجم الارتباط بصرف النظر عن حجم الثقة ولعل السبب في ذلك يرجع لأن معادلة معامل الارتباط لبيرمسون الأصلية المنطقية والرياضية هي:

وفي هذه المعادلة يزداد البسط بمقدار زيادة المقام "N" وينقص بمقدار نقصانها فتصبح "r" ثابتة وفي هذا تحييد لمقدار "N" ومن ثم فإن معامل الارتباط يمثل حلقة الوصل بين الاختبارات الإحصائية ذات الدلالة الإحصائية من ناحية ومقاييس حجم التأثير من ناحية أخرى. وحينئذ يلفت أن العوامل الأخرى التي تؤثر في حجم معامل الارتباط قد تم تثبيتها في مثالا السابق ولكن "N" وحدها هي التي تغيرت.

المصور الثاني: أساليب قياس حجم التأثير وتفسير نتائجها

هناك طرق عديدة لقياس حجم التأثير. وهناك مستجدات مستمرة في هذا الصدد لعل آخرها ظهر عام ١٩٩٦. وفيما نرى فإن أساليب أخرى سوف تظهر في الآتي بعد تقديم هذه الدراسة. ومن هنا سوف نقتنع في هذه الدراسة بأهم الأساليب

$$r = (\sum z_x z_y) / N$$

وفي هذه المعادلة يزداد البسط بمقدار زيادة المقام "N" ويتناقص بمقدار نقصانها فتصبح "r" ثابتة وفي هذا تحييد لمقدار "N" ومن ثم فإن معامل الارتباط يمثل حلقة الوصل بين الاختبارات الإحصائية ذات الدلالة الإحصائية من ناحية ومقاييس حجم التأثير من ناحية أخرى. وجدير بالذكر أن العوامل الأخرى التي تؤثر في حجم معامل الارتباط قد تم تثبيتها في مثالا السابق ولكن "N" وحدها هي التي تغيرت.

المحور الثاني: أساليب قياس حجم التأثير وتفسير نتائجه

هناك طرق عديدة لقياس حجم التأثير، وهناك مستجدات مستمرة في هذا الصدد لعل آخرها ظهر عام ١٩٩٦. وفيما تدرى فإن أساليب أخرى سوف تظهر في الأفق بعد تقديم هذه الدراسة. ومن هنا فسوف نقنع في هذه الدراسة بأهم الأساليب

حرة ١٩٨ في الحالة الثانية؟ بالطبع لا ومن ثم لمستوى دلالة المعاملين ليس واحداً والثقة التي توضع فيهما بالتالي ليست واحدة. فبالرغم من تساوي حجم معاملي الارتباط (حجم التأثير) إلا أن الدلالة الإحصائية لكل منهما مختلفة لاختلاف "N" (دلالة إحصائية). إذن فمعامل الارتباط يمكن النظر إليه على أنه حلقة الوصل بين الاختبارات الإحصائية ذات دلالة الإحصائية من ناحية ومقاييس حجم التأثير التي ليست لها مستويات دلالة إحصائية من ناحية أخرى.

فعندما نتكلم عن الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط فتحسن نتكلم عن الثقة في وجود ارتباط ما (ليس صفراً) بثقة مقدارها كذا.

ولكن عندما نتكلم عن حجم المعامل فتحسن نتحدث عن "حجم التأثير" أو حجم الارتباط بصرف النظر عن حجم الثقة ولعل السبب في ذلك يرجع لأن معادلة معامل الارتباط لبيرسون الأصلية المنطقية والرياضية هي:

التي ظهرت حتى الآن على أن يتصل
 أي باحث بالقيام بهذه الدراسة إن هو
 أراد الإطلاع على مزيد من التفاصيل،
 أو يتابع المستجدات في هذا الصدد
 في أدبيات علم النفس وسوف تقوم
 إطلالة عامة على أهم ما أفرزته أدبيات
 علم النفس من مقاييس حجم التأثير

بعرض للمقاييس الشائعة التي ظهرت
 في أدبيات علم النفس في هذا الصدد
 على أن يتلو ذلك تركيز على أبرز
 هذه المقاييس.

يوضح الجدول التالي صورة
 عامة لمقاييس حجم التأثير وتاريخ
 ظهور كل منها وأصحابها.

تاريخ ظهور	لمن	مقياس حجم التأثير
1967	Levy	Percent misclassification (P_m) - ١
1968	Friedman	Magnitude of r (r_m) - ٢
1977 وما بعدها	Cohen	η^2, d - ٣
1982	Rosental & Rubin	Binomial Effect Size Display or Indicator (BESD or BESI) - ٤
1992	Mc Graw & Wong	Common Language Effect Size Statistic (CLESS _I) - ٥
1994	Dunlap	Common Language Effect Size Statistic (CLESS _R) - ٦

كانت تلك إطلاقة على مقاييس
حجم التأثير والآن مسلّم على
التركيز على بعضها وأكثرها شيوعاً.

إن المشتغل بالبحث العلمي في
فروع العلوم المختلفة بعامة والعلوم
النفسية والتربوية بخاصة كثيراً ما
يلجأ إلى استخدام الاختبارات
الإحصائية التالية وهي F, t, X^2 .
 t, X^2 كما هي الطرق التي
يستخدمها لتحويل كل اختيار من هذه
الاختبارات المستخدمة في حساب
الدلالة الإحصائية إلى مقاييس
تستخدم في حساب حجم التأثير؟
وكيف يفسر القيمة العددية التي
سوف يحصل عليها على نحو يحقق
الهدف المطلوب؟

ولتبدأ بالجزء الأخير من
السؤال. وهو ماذا بعد الحصول على
قيمة d أو قيمة η^2 (كمقاييس حجم
تأثير) من الاختبارات الإحصائية مثل
 t, F ؟

هناك أكثر من مسلك ولعل أبرز
مسلكين هما:

المسلك الأول: ويعتمد على التصنيف
الثلاثي (في العلوم النفسية بخاصة)

هناك جهود كثيرة بذلت في هذا
الصدد. ولا توجد طريقة أو أسلوب
بذاته ينظر إليه باعتباره الأسلوب
المفضل دائماً. بل هناك ضرورة إلى
إعمال العقل عند اختيار أسلوب
التفسير المناسب. ولعل من أبرز
الأبحاث التي قام على أساسها
التصنيف الثلاثي (ضعيف -
"small" - متوسط "medium" -
كبير "large") (في مجال البحوث
النفسية) بحثين هما:

قام بالبحث الأول كل من
Solomon, Waechter, Haase
عام (1982) والذي استند إلى
أساس رصد الأبحاث النفسية خلال
عشر سنوات سابقة امتدت من
1970-1979 وشملت 11044
بحثاً في J. of Counseling
Psy. أما الدراسة الثانية فقام بها
Linton & Gallo عام 1976
ومسحت بحوثاً عديدة في مجلات
APA Journals خلال عام

١٩٦٤. (أنظر 1989 - Kiess, H - ص ٥١٧).

وقد اتفقت جميعها تقريباً في تحديد قيمة η^2 التي تعتبر ضعيفة (0.01) أو متوسطة (0.06) أو كبيرة (0.14). - وحينئذ بالذکر أن تؤكد أن المسألة تحتاج إلى تجديد البحث في هذا المضمار بعد فترة زمنية حيث قد تختلف عينات التقيين وتنوعية الأبحاث التي تم مسحها فضلاً عن الرؤية الإمبيريقية التي قام التصنيف على أساسها وما تتضمنه من فلسفة قائمة على الرؤية جماعية المرجع والإنبهار بالمتوسط والذي يسمى أحياناً Golden Average إنها رؤية ولكنها ليست الرؤية الصحيحة أو الوحيدة. (إطلاقاً من مبدأ تعددية الرؤى) (رشدی قام منصور وقدری محمود حقن)

فقد توصل هؤلاء الباحثون المشار إليهم قبلاً إلى "إقتراح" - مجرد إقتراح - قائم على ما أوردها

من مسوح في بعض مجالات علم النفس. وهذا الإقتراح يتلخص في وضع "مرجعية" تنسب إليها القيم العددية التي تصل إليها عند حساب حجم التأثير.

ويتلخص هذه المرجعية في إقتراح ثلاث مستويات من حجم التأثير وهي صغير، متوسط، وكبير. فإذا وصلت قيمة η^2 (من أبرز أساليب حساب حجم التأثير) إلى قيمة كذا كانت ضعيفة وإلى قيمة كذا أخرى كانت كبيرة وهكذا.

ونفس الشيء بالنسبة لأداة أخرى مثل η^2 وسوف نطلق على هذا الجدول "الجدول المرجعي" لتحديد مستويات حجم التأثير الثلاثة المقترحة والقيمة العددية المحددة لكل مستوى بالنسبة لأهم وأبرز المقاييس المستخدمة في حساب حجم "التأثير" كما يعكسها الجدول المرجعي الآتي.

الجدول * المرجعي * المقترح لتحديد مستويات حجم التأثير
بالنسبة لكل مقياس من مقاييس حجم التأثير

الأداة المستخدمة	Small	Medium	Large
d	.2	.5	.8
η^2 exceeds ...% of scores in population A_1	57.9%	69.1%	78.8%
η^2	.01	.06	.14
r^2	.1	.24	.37

ومعنى ذلك أننا لو قمنا بتحويل قيمة F في تحليل التباين إلى η^2 على سبيل المثال بمعادلات خاصة ستوردنا بعد قليل - وكانت قيمة η^2 تساوي 0.1 فمعنى هذا أن حجم التأثير صغير - وإذا حولنا قيمة d إلى وكانت قيمة d تساوي 0.8 فإن ذلك يعنى أن حجم التأثير كبير - ... وهكذا.

المطلق بينهما مقسوما على
الانحراف المعياري للمجتمع
يساوي "d".

وفي الواقع أن "d" هي في
حقيقة الأمر "x" وهي قيمة معيارية

ومن الجدول السابق وهو
مأخوذ عن أشهر جدول في الإحصاء
وهو جدول المخطى الإحصائي
المعيارى يتضح أنه -

أن معادلة "d" الأصلية هي :-

$$d = \frac{|\mu_{A_1} - \mu_{A_2}|}{\sigma} \quad (1)$$

حيث μ_{A_1} هي متوسط مجتمع
العينة المتفوق، μ_{A_2} هي متوسط
مجتمع المجموعة المختلف فاللارق

أ - عندما تكون μ مساوية 0، فإن
متوسط المجتمع الذى تتلصق إليه
المجموعة المتقدمة يزيد عن
25.9% من درجات المجتمع الذى
تتصق إليه المجموعة المتخلفة

* رأيت المعادلات في هذه الدراسة على
يسهل الإشارة فيها.

ويسمى أنذاك حجم التأثير صغيرا...

وهكذا بالنسبة لبقى خانات الجدول وهي حجم التأثير المتوسط وحجم التأثير الكبير.

لاحظ هنا التفرقة بين التفسيرين. أحدهما يقصر "d" بالنسب المتوية والتفسير الآخر يصنف الفرق بأنه "صغير". التفسير الأول صحيح في فروع المعرفة المختلفة والثق الثاني إختباري ويتوقف على الأبحاث المشار إليها قبلا والتي قد تختلف من مجال إلى مجال ومن وقت إلى وقت ومن رؤية إلى رؤية وسوف نتبين ذلك عندما نتحدث بعد قليل عن المسك الثاني في تفسير وإستنتاج نتائج مقاييس حجم التأثير. ونلاحظ أيضا أن r_m التي تقرب من $r_{p.bis}$ هي دالة لمربع (t) ودرجات الحرية وفق المعادلة التالية:-

$$r_m \equiv r_{p.bis} = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + df}} \quad (2)$$

وترمز df إلى degrees of freedom وهي درجات الحرية.

ومما هو جدير بالذكر أنه يمكن تحويل أى قيمة η^2 إلى d والعكس صحيح. وذلك إما بالرجوع لجدول خاصة كالموجودة في 1989 Kiess ص ٥١٦ أو بالرجوع للمعادلتين الرئيسيتين التاليتين مباشرة والإستقاء عن interpolation أى القرواة البينية.... إلخ.

هاتان المعادلتان هما:

"أ" - عندما تكون η^2 دالة لك

وهي

$$\eta^2 = \frac{d^2}{d^2 + 4} \quad (3)$$

ب- عندما تكون d دالة لـ η^2 وهي

" اعتمد القلم بهذه الدراسة على لغة الإنجليزية في صياغة المعادلات حتى يسهل على الطلاب والباحثين متابعة هذه المعادلات في مصادرها الأساسية والتي يقع معظمها في قائمة المراجع في نهاية هذه الدراسة.

١- يشق القلم بهذه الدراسة هذه المعادلة من المعادلات الأصلية لتيسير الأمر على الطلاب

F ، X^2 وما يقابل كل منها من مقاييس حجم التأثير.

أولاً: عندما يستخدم الباحث في تحليله الإحصائي أسلوب تحليل التباين ANOVA سواء أكان تصنيفاً أحادياً أم ثنائياً بين الأشخاص between subjects . وفي هذه الحالة يتم تحويل البيانات "مجموع المربعات" وفق المعادلة التالية للحصول على مربع إيتا (η^2) وهي المعادلة العامة للتصنيفين الأحادي أو الثنائي طالما كان بين الأشخاص وليس داخل الأشخاص.

$$\eta^2 = \frac{SS_A}{SS_T} \quad (5)$$

أي أن قيمة مربع إيتا η^2 تساوي خارج قسمة مجموع المربعات بين المعالجات A على المجموع الكلي للمربعات. وبعد الحصول على قيمة η^2 تفسر في ضوء الجدول "المرجعي" المشار إليه قبلاً.

هذا عن حجم تأثير المعالجات "A" فماذا لو أن تحليل

$$d = \frac{2\sqrt{\eta^2}}{\sqrt{1-\eta^2}} \quad (4)$$

وتؤكد مرة أخرى أن هذا الجدول "المرجعي" لا يعدو أن يكون رؤية قائمة على ما ذكرناه قبلاً من أبحاث ولكن ليس بالضرورة هو أفضل الرؤى. لأن لكل موقف محدده الترتيح تفضيل رؤية ما على رؤية أخرى. كذلك تؤكد أن هذه أطراً أخرى لتفسير القيمة العددية لأحبيب حجم التأثير كما ستورد ذلك فيما بعد بالنسبة إلى d أو r أو غيرهما.

تحويل نتائج الاختبارات الإحصائية الشائعة إلى مقابلاتها من مقاييس حجم التأثير

ونكي يسهل على الباحث العثور على ما يناسب بحثه، رأينا أن تبدأ بالإختبار الإحصائي المستخدم ثم للتقل إلى طرق تحويله إلى أحد مقاييس حجم التأثير.

وتعرض فيما يلي لأهم أربعة من الاختبارات الإحصائية وهي: r

$$\eta^2 = \frac{SS_A}{SS_A + SS_{AXS}} \quad (8)$$

حيث يمثل SS_{AXS} على مجموع مربعات التفاعل بين العامل المستقل A والأشخاص.

أما إذا أراد الباحث حساب مقياس d مباشرة بدلاً من η^2 ثم تحويلها إلى d فيمكن استخدام المعادلة التالية في حالة ANOVA أحادي أو ثنائي التصنيف بين الأشخاص:

$$d = 2 \sqrt{\frac{SS_A}{SS_T - SS_A}} \quad (9)$$

وهناك المعود من التوزيعات الأخرى والتي تقوم بحساب قيمة η^2 كدالة لقيمة F ودرجات الحرية. إلا أن المجال لا يتسع هنا لكل هذه التفاصيل. ويمكن الاستفادة بقائمة المراجع في نهاية هذه الدراسة للوصول إلى مزيد من التفاصيل.

* ينطبق القام بهذه الدراسة هذه المعادلة من غيرها من المعادلات الأصلية

التباين كان ثنائي التصنيف. ٢. الإجابة نفس الشيء

$$\eta^2 = \frac{SS_B}{SS_T} \quad (٦)$$

حيث تشير B إلى العامل المستقل الثاني.

وماذا عن التفاعل؟ ما حجم تأثيره؟ الإجابة نفس الشيء.

$$\eta^2 = \frac{SS_{AXB}}{SS_T} \quad (7)$$

حيث يمثل SS_{AXB} مجموع مربعات تفاعل العاملين المستقلين A & B.

لاحظ مرة أخرى أن هذه المعادلات تنطبق في حالة ANOVA بين الأشخاص Between subjects سواء أكان تحليل التباين أحادي أم ثنائي التصنيف.

أما لو كان ANOVA أحادي التصنيف داخل الأشخاص فإن المعادلة تختلف قليلاً في "المقام" فتصبح

فإن درجات الحرية تساوي (ن-1). أما المعادلة ذاتها السابقة فتصلح للحالتين من إختباري t (المستقلة والمرتبطة)

ثانياً: تحويل d مباشرة إلى d بدلاً من تحويلها إلى η^2 ثم تحويل η^2 إلى d وهنا نستخدم المعادلة التالية:

$$d = \frac{2t}{\sqrt{df}} \quad (11)$$

وقد يتفق القلم بهذه الدراسة هذه المعادلة من المعادلات الأسلية لتيسير الأمر على الطلاب والباحثين. وهنا يلاحظ أن النتيجة تكون مطابقة للنتيجة السابقة لو قمنا بتحويل قيمة η^2 إلى d فوق المعادلات السابقة. ولكنها هنا يتم في خطوة واحدة من t إلى d كما يلاحظ نفس الشيء بطبيعة الحال بالنسبة لدرجات الحرية فهي (ن+1، ن-1، 2) في حالة t المستقلة وهي (ن-1) في حالة t المرتبطة.

ثالثاً: بالنسبة لتحويل مقياس χ^2 وهو من الإختبارات الإحصائية

ثانياً: في حالة استخدام الباحث لإختبار t وهو من أشهر الإختبارات الإحصائية.

كيف يستطيع الباحث تحويل t إلى المقياس المناسب من مقياس حجم التأثير الإيجابية تكمن في أسلوبين أساسيين لهذا التحويل.

الأول: تحويل t إلى η^2 ثم تصغيرها في ضوء الجدول المرجعي المثار إليه قبلاً أو بتصغيرها مثل r^2 وذلك وفق المعادلة التالية

$$\eta^2 = \frac{t^2}{t^2 + df} \quad (10)$$

أي أن مربع لينا (η^2) يساوي خارج قسمتين أي t^2 مقسوماً على مجموع مربع t ودرجات الحرية.

وتصلح هذه المعادلة لتحويل النوعين المعروفين من إختباري t المستقلة والمرتبطة. غاية الأمر أن في حالة إختبار t المستقلة تكون درجات الحرية في المعادلة مساوية لـ (ن+1، ن-1، 2) أما في حالة t المرتبطة

إلى المقاييس المناسبة من مقاييس حجم التأثير.

لعل أبرز الأساليب لتحقيق ذلك هو تحويل X^2 إلى مقياس من مقاييس الارتباط ثم تفسير r في ضوء الجدول المرجعي ومن أبرز المواقف هي:

- أ- عندما يكون X^2 لجدول 2×2
- ب- عندما يكون X^2 لجدول $K \times K$

أ- وفي الحالة الأولى يستخدم معامل الارتباط الرباعي كلما كان ذلك ممكناً فهذا أفضل من معامل فاي ϕ بخاصة. ومن أسهل طرق حساب معامل الارتباط الرباعي.

$$r_t = \cos \left[\frac{180^\circ}{1 + \sqrt{\frac{AD}{BC}}} \right] \quad (12)$$

وترمز $\cos$ إلى جتا أما A, B, C & D فهي ترمز لتكرارات الخلايا الأربعة التي تتكون منها الجدول 2×2 .

وهناك جداول خاصة موجودة لدى القائمين بهذه الدراسة، لثurstone (Thurstone) وآخرين كما أن هناك معادلات أخرى لحساب معامل الارتباط الرباعي. وهناك أساليب للتغلب على حساب r_t لو كانت بعض الخلايا في الجدول بها تكرارات صفرية. يرجع في هذا إلى القام بهذه الدراسة.

ب- أما في الحالة الثانية وهي X^2 لجدول $K \times K$ فيستقدم Contingency Coefficient of Correlation لوزانت الخلف عن $K \times 5$. في هذه الحالة يمكن تحويل X^2 إلى C بواسطة المعادلة الآتية

$$C = \sqrt{\frac{X^2}{X^2 + N}} \quad (13)$$

هذا عن المسك الأول وهو التصنيف الثلاثي لماذا عن المسك الثاني؟

المسك الثاني: وهو مسك آخر لتفسير القيم التي ستحصل عليها عند حساب مقاييس حجم التأثير

الجدول الخاص بالمساحات المقابلة للدرجات المعيارية في جدول المنحنى الإعتدالي. تذكر أن d هي درجة معيارية في نهاية الأمر كما أشرنا قبلًا.

كما يمكن تحويل " d " إلى " η^2 " وفق المعادلات الواردة في هذا البحث ثم يستطلق η^2 دون الرجوع للجدول المرجعي كما يتبدى ذلك في الفقرة التالية.

ب- بالنسبة إلى مقياس η^2 وهي هنا في "المسك الثقي" الذي لا يعتمد على التصنيف الثلاثي تفسر كما تفسر قيمة r^2 وهي Coefficient of determination أي تفسر على إنها النسبة المئوية من التباين المفسرة. فإذا كانت قيمة η^2 مثلاً هي "0.06" فإنها هنا لا تفسر على أن حجم التأثير "متوسط" كما كان عليه الحال في الجدول المرجعي في المسك الأول بل تفسر مباشرة كما لو كانت r^2 فنقول أن 6٪ من التباين في أحد المتغيرين يمكن تفسيره

بحيث لا يعتمد هذا المسك على التصنيف الثلاثي وهو "صغير" و"متوسط" و"كبير". التي إشتقت من أبحاث في مجال علم النفس. لذلك فالمسك الثقي ينطبق على كلغة قروع المعرفة (زراعة، طب، تربية) فضلاً عن علم النفس.

وهذا المسك الثقي ينطبق على استنتاج مقاييس حجم التأثير الأساسية التي أشرنا إليها في هذه الدراسة وهي r, η^2, d (البيرسون). وذلك على النحو الآتي:-

أ- بالنسبة إلى " d ": هنا نعلم على النسبة المئوية التي يتجاوز بها متوسط مجتمع المجموعة المتقدمة الدرجات في مجتمع المجموعة المتخلفة على النحو الذي جاء في الجدول المرجعي $(\mu_{A_2} \text{ exceeds...of scores in pop. } A_1)$ ولكن دون أن تصنف ذلك بأنه "صغير" أو "متوسط" أو "كبير" ويستعان في ذلك بالطبع بأشهر الجداول الإحصائية وهو

$$CL_R = \sin^{-1}(r) / \pi + .5 \quad (14)$$

مستخدما في ذلك "RAD" بدلا من "DEG". أما إذا أراد الباحث استخدام "DEG" المتوقعة فعليه أن يحوّل π في المعادلة السابقة بمقدار (180) وسوف يحصل على نفس النتيجة.

مثال: دلت الأبحاث على أن معامل الارتباط بين طول الأبناء وطول آبائهم يساوي 0.4. وكما ذكرنا في مستهل هذا البحث أن معامل الارتباط هو حقله الوصل بين الاختلافات الإحصائية ومقاييس حجم التأثير ولكن المقصود هنا هو تفسير أو استنتاج المعنى وراء هذا الحجم من معامل الارتباط على النحو يفسّفه الشخص العادي. فإذا عوضنا عن قيمة r بمقدار 0.4 في المعادلة السابقة لكان قيمة $CL_R = 0.63$ وهذا نكسب استنتاجا حجم r المساو 0.4 إلى معنى بسيط (حجم تأثير) يستطيع الرجل العادي استيعابه. فهذه النتيجة تعنى أننا لو تسورنا أن

بالرجوع للمتغير الآخر. وفي الأبحاث التجريبية نقول أن Z_1 من التباين في المتغير التابع ترجع إلى تأثير المتغير المستقل.

ج- بالنسبة إلى معامل ارتباط بيرسون: وهنا في المسلك الثاني لا نقوم بتفسير r^2 حسب الجدول المرجعي بل نقوم بتفسيرها على تحوّلين هما

١- تربيع r إلى r^2 وتفسير r^2 كما فسرنا η^2 أي النسبة المئوية للتباين المفسر Percent of Variance Explained.

٢- تحويل r إلى CL_R أي تحويل r^2 لبيرسون إلى CL_R أي Common Language Effect (Dunlap, W) Size Statistic. ونؤكد مرة أخرى هنا إلى أننا لا نفسر قيمة r وفق المسلك الأول والجدول المرجعي بل من منطلق المسلك الثاني. نؤكد مرة أخرى على تعددية الرؤى في التفسير. ويقترح Dunlap المعادلة التالية لتحقيق هذا الهدف:

والخلاصة،

وهكذا يمكن تلخيص الموقف
الخامس بحجم التأثير في الآتي:

(1) أن مقاييس حجم التأثير هي
الوجه المكمل للاختبارات
الإحصائية بمستويات دلالاتها
المختلفة. فالأولى تتحدث عن
حجم التأثير أو قوة الارتباط
بصرف النظر عن الثقة التي
توضع في هذا الحجم. والثانية
تتحدث عن الثقة في النتائج
بصرف النظر عن حجمها.

(2) أن أسلوب حجم التأثير لا يتأثر
بحجم N على حين نجد أن
مستويات دلالة الإحصائية
للإختبارات الإحصائية دالة
لحجم العينة.

(3) أن معامل الارتباط هو حلقة
الوصل بين الأسلوبين الدلالة
الإحصائية وحجم التأثير في أن
معامل حجم المعامل بصرف
النظر عن N المعنى عليها هو
حجم تأثير وقوة ترابط أما دلالاته
إحصائية فتتوقف على علاقة هذا

عناك "وسيطاً" يقسم الأبناء إلى
طوال وقصار ووسيطاً يقسم الأ
بناء إلى طوال وقصار لأمكن أن
نقول "الرجل العمدى" أن هذا
المعامل جعلنا نستطيع أن نتنبأ
بلرجحية (إحتمالية قوية) Z_{63} بأن
إن الأب الطويل سيكون طويلاً
وإن الأب القصير سيكون قصيراً.
ولو لم يكن هناك ارتباط بالمرّة
(معامل الارتباط = صفر) لكان
نتيجتنا بإحتمالية مقدارها 50%
إلى 50% أي "لا تنبؤ". التنبؤ إذن يتم
هنا بإحتمالية لو لرجحية بين
50% - 100% أي بين 50% (لا تنبؤ
ناجح - لا لرجحية) إلى 100%
(تنبؤ ناجح تماماً - لرجحية كاملة).

ومما هو جدير بالذكر أن هذا
المسلك الثاني ينطبق على كافة فروع
المعرفة (طب، زراعة، تربية) فضلاً
عن علم النفس لأنه لا يتقيد بالتصنيف
الثلاثي الذي يستند إلى أبحاث في
ميدان علم النفس كما أوضحنا قبلاً.

الحجم بمقدار "N" وهو مرتبط
بالثقة التي توليها إياه لأنه ليس
صغرا.

(4) أن معظم إختبارات الدلالة
الإحصائية وعلى رأسها χ^2
يمكن تحويلها إلى مقاييس
لحجم التأثير على النحو المبين
في هذه الدراسة.

(5) أن معظم من لم تكن كل -
أبحاث قسم علم النفس بكلية
البيئات تستخدم منذ ما يقرب من
العامين مقاييس حجم التأثير
جنباً إلى جنب مع الإختبارات
الإحصائية وقد أثرى هذا الإتياء
البحوث على إختلافها. وكذلك
الحال بالنسبة لقسم تربية الطفل
وبعض الأقسام الأخرى بالكلية
وبعض الجامعات الأخرى.

(6) أنه لا يمكن التنبؤ بحجم التأثير
من مجرد التعرف على مستوى
الدلالة الإحصائية لإختبار
إحصائي ما في بحث ما. فقد
يكون مستوى الدلالة عال جداً

أقل من 0.001. وحجم التأثير
كبيرا أو متوسطا أو ضعيفا. وقد
يكون السبب الرئيسي في عدم
الوصول إلى الدلالة هو
صغر "N" مع أن حجم التأثير
كبيرا وقد يكون مستوى الدلالة
ضعيفا أو منعدما لكن حجم
التأثير قد يكون كبيرا (خصوصا
في حالة صغر حجم العينة)

(7) ألا يقتصر الباحث على الجدول
المرجعي في تفسير نتائج
مقاييس حجم التأثير.

(8) لا تمر بضعة شهور إلا ويظهر
أسلوب جديد في حساب حجم
التأثير ولعل أقر مرجع لمكتبي
الموصول عليه يرجع إلى عام
1996 كما أشرنا من قبل (انظر
المراجع).

(9) أن هذه الدراسة لا تمحو أن
تكون إذن إطلالة عامة ودعوة
لمن يريد أن يأخذ بهذا الأسلوب
على أن يتبعها في المستقبل
المزيد من الدراسات والبحوث.

المراجع العربية والأجنبية:

- (1) رشدي فام منصور وقدرى محمود حطفى. أحادية الرؤية المفهوم وفتقن. المجلد المصري للدراسات النفسية العدد ١٤ المجلد السادس يناير ١٩٩٦ - من ص ١٥-٣٧
- (2) فولد أبو حطب وأمال صادق. مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والإجتماعية. الأنجلي المصرية ١٩٩١. وبخاصة من ص ٤٣٨-٤٤٣
- (3) Dunlap, W.P. Generalizing the common language Effect Size Indicator to Bivariate Normal Correlations. In Psychological Bulletin (1994). Vol 116.No.3.pp509-511
- (4) Friedman, H. Magnitude of Experimental Effect & a Table for its Rapid Estimation In Psychological Bulletin (1968). Vol 70.No.4.pp.245-251.
- (5) Kiess, H. Statistical Concepts for the Behavioral Sciences. Allyn & Bacon
(1989)-pp 220-227
pp-324-325, pp-369-371, pp-577-587
(1996)-pp 264-265
- (6) Mc Graw, K.O., & Wong, S.P. A Common Language Effect Size Statistic. In Psychological Bulletin (1992) Vol.111.No.2.pp.361-365.
- (7) Rouanet, H. Bayesian Methods for Assessing Importance of effects. In Psychological Bulletin (1996). Vol.119.No.1.pp 149-158.

المراجع

رشدي فام منصور (١٩٩٧) : حجم التأثير الوجه
المكمل للدلالة الإحصائية، المجلة المصرية للدراسات
النفسية ، المجلد السابع ، ص ص : ٥٧ - ٧٥