

سلسلة الاحصاء والبحث للعلوم السلوكية والنفسية

باستخدام حزم البرامج الاحصائية

الجزء الثاني

تحليل البيانات اللابارمترية في ضوء حجم التأثير

"SPSS"

Nonparametric Data Analysis in light of Effect Size

ا.د. عبد الناصر السيد عامر

جامعة قناة السويس

2020 م

فهرس المحتويات

فهرس المحتويات

المقدمة

الفصل الأول: ماهية الإحصاء اللابارامترى

الفصل الثانى: اختبار كولوموجوروف - سميرنوف للتحقق من الاعتدالية

الفصل الثالث: إحصاء كاي تربيع (χ^2) لحسن المطابقة

الفصل الرابع: إحصاء كاي تربيع (χ^2) لاستقلالية متغيرين تصنيفين

الفصل الخامس: اختبار Binomial

الفصل السادس: اختبار مكنمار للقياسات المتكررة أو المرتبطة

الفصل السابع: معاملات ارتباط فاي ϕ وكرامير (V) والتوافق (C)

بين متغيرين تصنيفين

الفصل الثامن: معامل ارتباط سبيرمان الرتبى

الفصل التاسع: معامل ارتباط الرتب كيندل (تاو)

الفصل العاشر: معامل ارتباط كيندال للاتفاق (W) للبيانات الرتبية

الفصل الحادى عشر: معامل كبا للاتفاق للبيانات الاسمية

الفصل الثانى عشر: اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين

الفصل الثالث عشر: اختبار ويلكوكسون للرتب لعينتين مرتبطتين

الفصل الرابع عشر: اختبار الوسيط لعينتين مستقلتين

الفصل الخامس عشر: اختبار مان- ويتنى لعينتين مستقلتين

الفصل السادس عشر: تحليل التباين أحادى الاتجاه (كروسكال - والاس)

الفصل السابع عشر: اختبار فريدمان للرتب للعينات المرتبطة

الفصل الثامن عشر: اختبار كوكران Q

المراجع

المقدمة

يعتبر الإحصاء اللابارامترى على جانب كبير من الأهمية فى اختبارات الفروض فى كثير من المواقف البحثية التى ينتج عنها بيانات تصنيفية أو رتبية وهذه المواقف سائدة فى الدراسات النفسية والاجتماعية، وأيضاً فى المجال الطبى حيث النواتج حدوث تحسن فى مقابل لا تحسن نتيجة تناول عقاقير معينة، كما أنها تلعب دوراً على جانب كبير من الأهمية للتعامل مع البيانات المتصلة الكمية التى لا تتوفر لها مسلمات الإحصاء البارامترى مثل الاعتدالية والتجانس للبيانات.

وفى هذا الجزء عرضت المفاهيم والمبادئ والطرق والتطبيقات المستخدمة مع اختبارات الإحصاء اللابارامترى وفى حدود اطلاعى على الكتابات العربية يمكن الادعاء بأنه كتاب يتميز بالشمولية بين النظرية والمنهجية البحثية والتطبيق فى برنامج إحصائى مثل SPSS. وتناولت فى هذا الجزء الثانى من السلسلة ماهية الإحصاء اللابارامترى ومتى يستخدم ومميزاته وعيوبه فى مقابل الإحصاء البارامترى وكذلك التحقق من مسلمة الاعتدالية للبيانات المراد تحليلها باختبارات الإحصاء اللابارامترى، وكذلك تناولت إحصاء كاي تربيع χ^2 سواء لحسن المطابقة أو للاستقلالية أو الاعتمادية بين متغيرين تصنيفين بمستويين فأكثر، وتناولت مقاييس العلاقة للمتغيرات الاسمية سواء معامل ارتباط فاي أو كرامير V أو معامل التوافق، ومقاييس العلاقة للبيانات الرتبية مثل معامل ارتباط سبيرمان، وعرضت للمقاييس المستخدمة فى تقدير الاتفاق بين المقدرين لبيانات رتبية مثل معامل ارتباط كندال تاو وكذلك تقدير معامل الاتفاق لبيانات اسمية مثل المعامل كابا.

وعرضت لاختبارات الفروق للقياسات المرتبط الرتبية مثل اختبار الإشارة واختبار ويلكوكسون وكذلك للبيانات المرتبطة الاسمية مثل اختبار فريدمان، وتناولت اختبارات الفروق للقياسات المستقلة الرتبية مثل اختبار مان-ويتنى وكروسكال وللاس واختبار الوسيط، وكذلك اختبار كوكران للقياسات المستقلة الاسمية.

وتناولت اختبارات الفروض لهذه الاختبارات فى إطار متضمناً سؤال البحث، وفروضه البحثية والإحصائية، وحساب حجم التأثير لقضية بحثية من القضايا الحياتية الواقعية وتم إجراء هذه الاختبارات فى برنامج SPSS من إدخال البيانات وتنفيذ الاختبار وتفسير مخرجاته تفسيراً إحصائياً للوصول إلى صناعة القرارات.

والله الموفق والمستعان

أ.د. عبد الناصر السيد عامر

استاذ القياس والتقويم والإحصاء النفسى

كلية التربية- جامعة قناة السويس

adr.abdenasser@yahoo.com

الفصل الأول

ماهية الإحصاء اللابارامترى

الهدف من هذا الجزء هو إعطاء الباحثين فهم ورؤية أكثر شمولية للأساليب الإحصائية اللابارامترية. وكما نعلم أن أهم مسلمات الإحصاء اللابارامترى:

- عينة مختارة عشوائية Randomization
- استقلالية القياسات Independence
- القياسات الفترية على الأقل Interval data
- تجانس التباينات Homogeneity of variances
- التوزيع الاعتدالى للبيانات Normality

للتحقيق من هذه المسلمات تستخدم اختبارات عديدة. وبعد استخدام هذه الاختبارات يقرر الباحث ما إذا كان يستخدم أو لا يستخدم الإحصاء اللابارامترى. ولكن قبل ذلك لا بد من عرض شجرة القرار لاختبارات العلاقة اللابارامترية Association Descion Tree وكذلك شجرة القرار للاختبارات الفارقة اللابارامترية، وسواء كانت اختبارات العلاقة أو الفارقة فإنها تكون بين متغيرات Variables وهذا يتوقف على الهدف من دراسة هذه المتغيرات فمثلاً:

هل توجد علاقة ؟

هل يوجد اتفاق ؟

هل المتغيرين مستقلين أو معتمدين ؟

وإذا كان الباحث يهدف إلى دراسة العلاقة بين متغيرين فاختبارات العلاقة تقدر درجة التماثلات Simillarties بين المتغيرات أو درجة العلاقة بينهما.

وأسئلة مثل:

هل يوجد فروق بين ؟ هل للتجربة أثر؟

هل يختلف ؟

فهذه أسئلة تحتاج إلى اختبارات فروق لأنها تقدر الفروق بين المتغيرات فى التحليل وهذه الفروق ربما تكون صغيرة أو كبيرة، فإذا كانت كبيرة يقال إنها دالة Significant، والدلالة الإحصائية Statistical Significance أو مستوى الاحتمالية Probability Level هو مصطلح إحصائى يشير إلى احتمال أن الحدث سوف يحدث أو إمكانية حدوثه بأى طريقة فيقال إنه دال إحصائياً فالدلالة تشير إلى مدى تأكد الباحث أن العلاقة أو الفرق موجود بالفعل.

شجرة القرارات للاختبارات اللابارامترية العلاقة

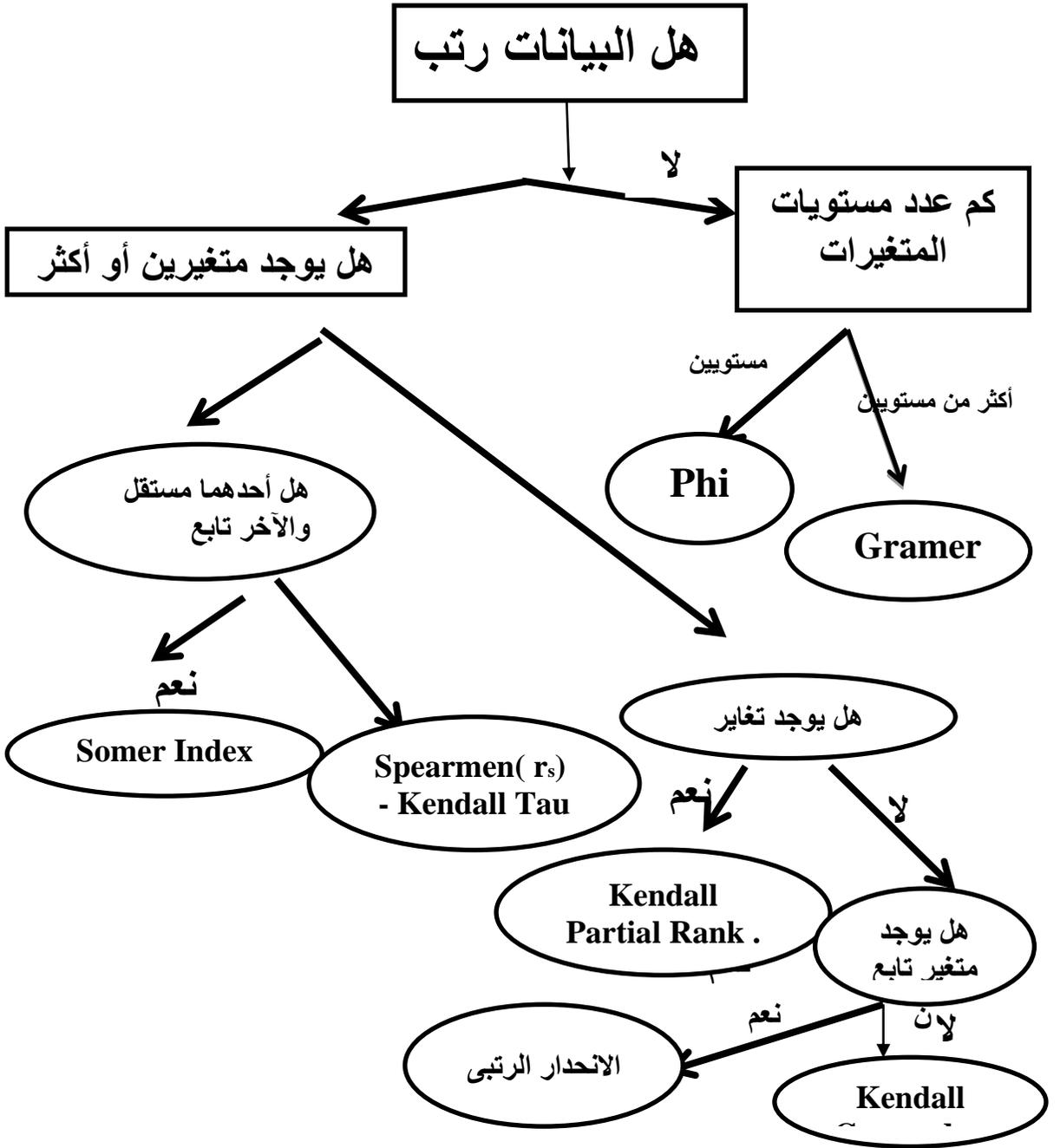
لفهم شجرة القرار العلائقية فلا بد من توضيح مصطلح البيانات المرتبة أو الرتبية Ranked Data فاللحصول على البيانات المرتبة فلا بد من تحويل البيانات الأصلية وترتيبها من الأصغر إلى الأكبر فافترض أن أعمار خمسة أفراد كالتالى: 23 ، 20 ، 19 ، 27 ، 21، فترتيبها يكون كالتالى:

| العمر | الرتب (R) |
|-------|-------------|
| 21 | 3 |
| 27 | 5 |
| 19 | 1 |
| 20 | 2 |
| 23 | 4 |

R هى تعنى رتبة Rank

القضية الأخرى فى شجرة العلاقة تدور حول عدد المتغيرات فى البحث وتحديد المتغيرات المقاسة أو المشاهدة أو التابعة ومتغيرات المعالجة، فالبيانات المقاسة التى لا يتحكم فيها الباحث يطلق عليها بيانات تابعة من متغيرات تابعة

Dependent Variables وهى قياسات النتائج، بينما المتغيرات المعالجة هى التى يتحكم فيها الباحث وتسمى بالمتغيرات المستقلة Independent variables لأن المتغيرات تكون مستقلة فى التجربة Experiment. وعندما يوجد متغيرين فى البحث فالسؤال الأول الذى يسأله الباحث ما إذا كان يوجد تغاير أو متلازم Covariate والتغاير هو المتغير الذى يعتقد الباحث أنه له دور فى حدوث النواتج ولكنه غير متضمن فى التجربة أو المعادلة الرياضية وبعد التأكد من عدم وجود متغير تغايرى فى التجربة يتم تحديد المتغير المستقل والتابع على شجرة القرار العلائقية اللابارامترية.



الشكل (1.1) شجرة القرار العلائقية اللابارامترية

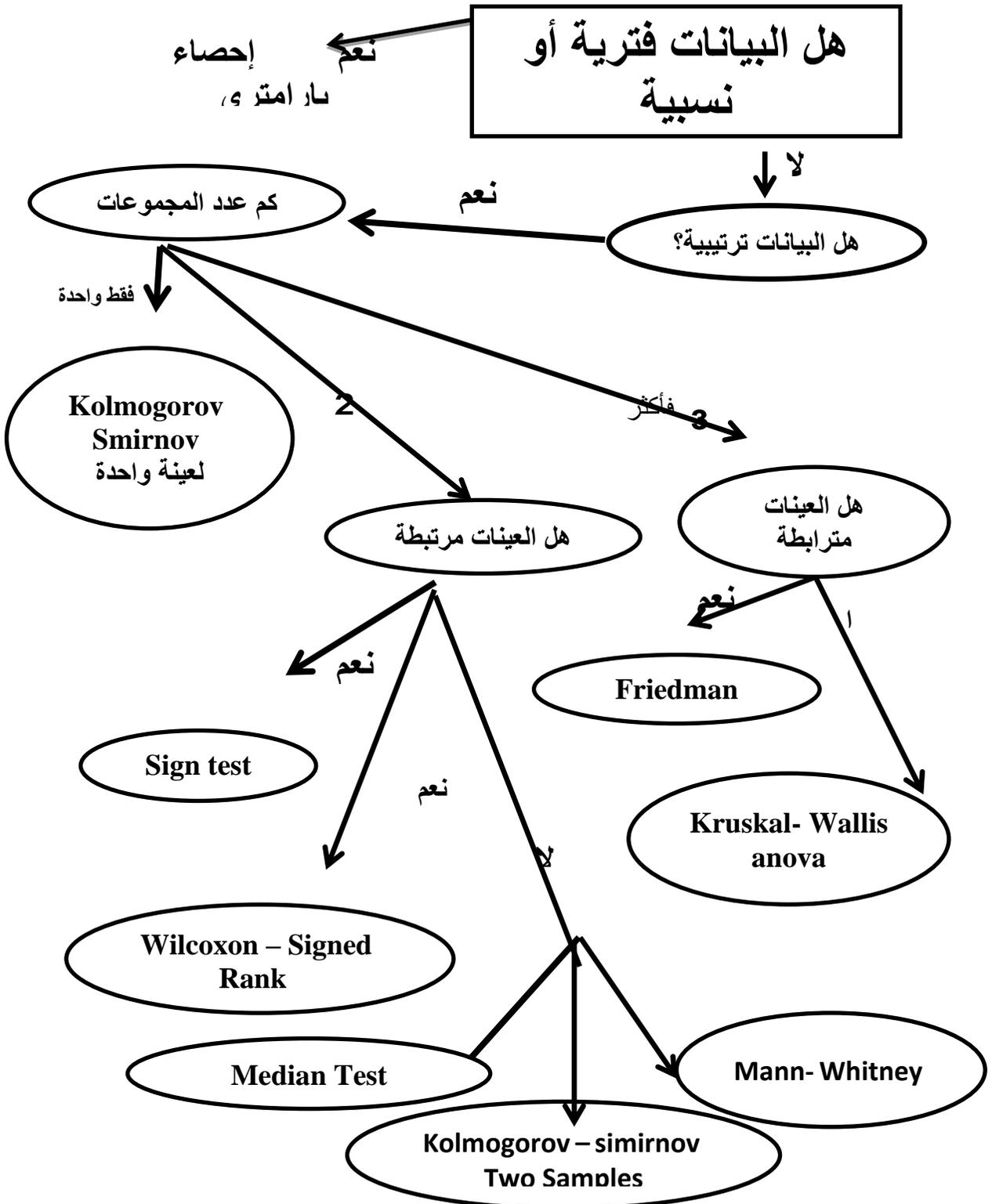
شجرة القرار للاختبارات الفارقة اللابارامترية

السؤال الأول المطروح فى هذه الشجرة ما إذا كانت البيانات فترية من عدمه فى الدراسة والمقياس الفترى يعنى أن البيانات اما أن تكون فترية مثل درجة الحرارة أو تكون نسبية مثل المسافة. وبعد تحديد مستوى القياس تأتى قضية ما إذا كانت العينات مرتبطة أو غير مرتبطة فإذا كانت العينات مرتبطة فإن البيانات تأتى من

نفس العينة لتصميم القياسات المتكررة أو من أفراد مختلفين ولكنهم متماتلين فى عوامل معينة مثل العمر والجنس وهذا يشار إلى التصميمات المتماتلة أو المتناظرة Matched Design، وإذا كانت العينات غير مرتبطة فالباحث يجمع بيانات من مجموعات مختلفة ونابعة من تصميم القياسات المستقلة مثل طلاب الكليات أدبية فى مقابل طلاب الكليات العملية وتجمع منهم بيانات على متغير مثل الابتكارية.

والسؤال التالى فى شجرة الاختبارات اللابارامترية الفارقة ما إذا كانت البيانات رتبية أم لا وما عدد المجموعات المتضمنة فى الدراسة، فقد تكون مجموعة ضابطة Control Group بمعنى لا يقدم لها أى معالجة فهى بمثابة المجموعة القاعدية Baseline للمجموعات الأخرى بينما المجموعة الأخرى هى مجموعة المعالجة أو التجريبية Treatment Group.

والسؤال الآخر هو ما عدد الاستجابات التى يعطيها المشاركون فى البحث على المتغير التصنيفى (تصنيفات المتغير) فإذا كان المتغير له استجابتان أو بديلان (ذكر - أنثى)، (نعم - لا) فالبيانات تصنيفية Dichotomous وعندما توجد أكثر من استجابتين فإنه توجد مبدأ الاتصالية إلى حد ما، حيث البيانات المتصلة هى كمية فى طبيعتها وفيما يلى شجرة القرار:



الشكل (2.1): شجرة القرار للاختبارات اللابارامترية للفروق للبيانات الاسمية.

حجم العينة في الإحصاء في غاية الأهمية فائدة الإحصاء اللابارامترى تكون عندما يكون حجم العينة صغيراً جداً تصل إلى فردين لبعض الاختبارات.

تحليل البيانات Data Analysis

تحليل البيانات يعتمد على عدة عوامل أهمها:

- سؤال وفرض البحث.
- نوعية القياسات أو المتغيرات (متصلة - تصنيفية).
- حجم العينة.
- نوعية الإحصاء (وصفى - استدلالى).

فنوعية الإحصاء تنقسم إلى: فالإحصاء وصفى Descriptive Statistics وهى مجموعة من الإجراءات والأساليب الإحصائية التى تستخدم فى تنظيم وتخليص وعرض البيانات بهدف الوصول إلى صورة عامة عنها حتى يسهل فهمها وتفسيرها. وتتضمن عدة أساليب إحصائية مختلفة مثل الرسومات البيانية والتوزيعات التكرارية، مقاييس النزعة المركزية (متوسط - وسيط - منوال)، مقاييس التشتت (انحراف معيارى - تباين - مدى)، وأساليب الارتباط لوصف العلاقة بين مجموعة متغيرات. بينما الإحصاء الاستدلالي Inferential Statistics فالإحصائيات الوصفية لمجموعة من البيانات غير كافية فأحياناً يريد الباحث معرفة ما إذا كانت توجد فروق بين متوسطات درجات المجموعات حتى يستطيع الباحث تعميمها على مجتمع العينة ولذلك فالباحث يستخدم إجراءات الإحصاء الاستدلالي مثل اختبارات T ، و ANOVA، والانحدار، χ^2 ، وغيرها وهذه الأساليب تكون فى غاية الأهمية لتفسير البيانات فى عملية البحث.

وتصنف الأساليب الإحصائية فى تصنيفين عريضين هما:

- الإحصاء البارامترى (المعالم).
- الإحصاء اللابارامترى (اللامعالم).

فالإحصاء البارامترى تتطلب مسلمات أكثر صرامة من مسلمات الإحصاء اللابارامترى وتعميم النتائج من الأساليب البارامترية يتوقف إلى أى مدى توافر هذه المسلمات وعدم تحققها سواء فى البيانات أو خطوات العملية البحثية يؤدى إلى نتائج غير موثوق فيها ولذلك يفضل الباحث إلى استخدام الإحصاء البارامترى

عندما تتحقق هذه المسلمات. وعلى العكس فإن الإحصاء البارامترى لا تضع مسلمات حول خصائص التوزيع لبيانات ما عدا أن يكون التوزيع متصل.

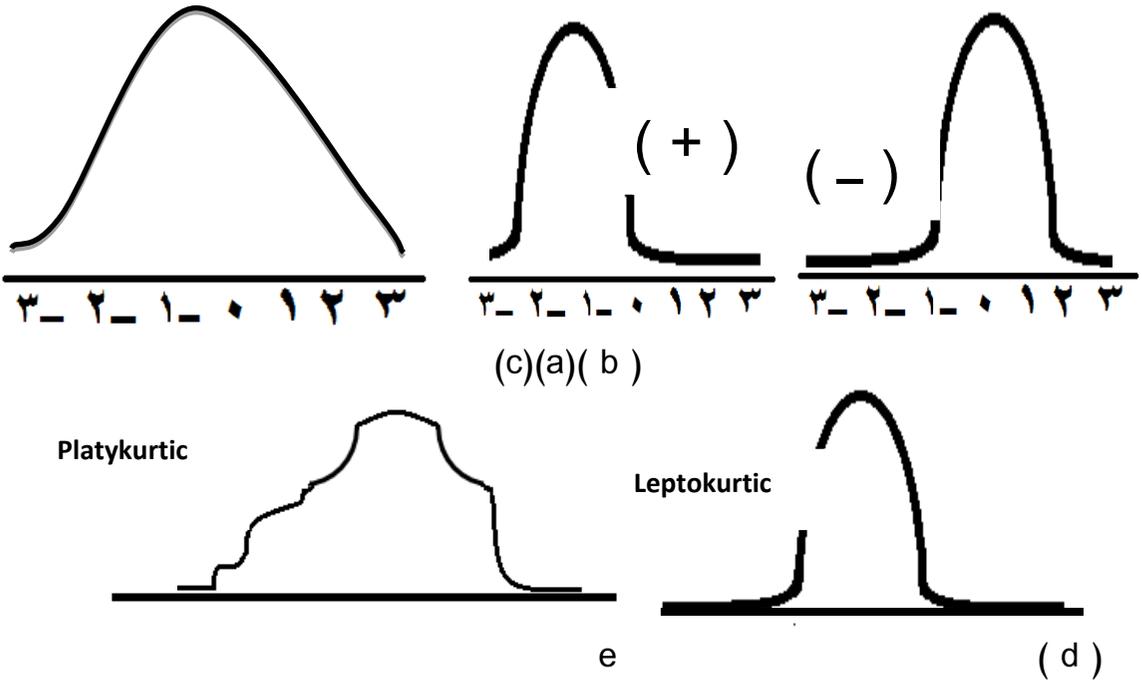
وخصائص التوزيع تتحد بشكله (اعتدالي) وبالنقطة المنتصفية (Midpoint) أو النزعة المركزية و بانتشار درجاته (تباين - انحراف معيارى) وهذه المقاييس أو المؤشرات تعكس معالم المجتمع Parameters. ولذلك فقبل إجراء الاختبارات الإحصائية البارامترية فعلى الباحث أن يفحص المسلمات فى البيانات ليحدد ما إذا كان الاختبار الإحصائى البارامترى هو المناسب من عدمه.

والاختبارات البارامترية هى أكثر قوة إحصائياً من نظيرتها اللابارامترية عندما اختبار الفروض الصفرى. فإذا أراد باحث اختبار الفرض الصفرى لتحديد ما إذا كان تحصيل الرياضيات يختلف باختلاف ثلاثة طرق تدريسية مختلفة، فالباحث يريد استخدام الاختيار الإحصائى القوى، فالاختبار القوى هو تحليل التباين الأحادى لاختبار الفروق بين المجموعات وإذا توصل إلى فروق يجرى الاختبارات التتبعية والمقارنة البعدية، وتحليل التباين هو أسلوب بارامترى ولكنه يتطلب شروط ومسلمات معينة يجب التحقق منها قبل استخدام حتى نثق بدرجة كبيرة فى النتائج.

مسلمات الإحصاء البارامترى

يستخدم الإحصاء البارامترى فى بحوث العلوم الاجتماعية والسلوكية والنفسية ذلك لأنها تتمتع بالضلاعة أو المناعة عند عدم تحقق شروط استخدامها بدرجة قليلة أو متوسطة. ويتكون الإحصاء البارامترى من مجموعة من الاختبارات لتحليل البيانات الفترية والنسبية، ويُشار إليه بالمستدل Inferential لأنه يقدر معالم المجتمع فى ضوء إحصاء العينة Statistic والإحصاء البارامترى ليس إحصاء التوزيعات الحرة وتوزيعات العينة قائمة على توزيع المجتمع. وإجراءات الإحصاء البارامترى قائمة على مسلمات أهمها:

- الاعتدالية: توزيع بيانات المجتمع اعتدالية وكذلك توزيع بيانات العينة اعتدالى:



الشكل (3.1): (a) : توزيع اعتدالي، (b) : التواء موجب، (c) : التواء سالب، (d,e) : توزيع متفرطح.

وهذه أمثلة لأشكال مختلفة من المنحنيات، فالتوزيع (a) اعتدالي يشبه الجرس، والتوزيعات الملتوية (b, c) ويكون الالتواء موجب. Positive Skew حيث معظم القيم تكون أقل من المتوسط وتقع على الجانب الأيسر المنحني، ويحصل للمنحنى ذيل واحد ناحية اليمين، بينما المنحنى الملتوى التواء سالب Negative Skew. وفيه تكون معظم القيم أكبر من المتوسط ويكون للمنحنى ذيل ناحية الشمال بينما التوزيعات المتفرطحة Kurtosis تنشأ نتيجة أن التباين لها عالى جداً وينشأ نتيجة وجود قمة خط مستقيم فى المنتصف (d) ويطلق عليه PlatyKurtic أو قد تكون الدرجات متماثلة مع قمة عالية ضيقة فى المنتصف نتيجة عدم وجود تباين بين الدرجات (c) ويسمى Leptokurtic .

فالتوزيع الاعتدالي يشبه الجرس Bell shaped curve، ولكن عموماً الإحصاء البارامترى لديها مناعة أو ضلاعة نسبية Robust ضد عدم تحقق شرط الاعتدالية، بكلمات أخرى يمكن استخدامه حتى إذا لم تتحقق شرط الاعتدالية لبيانات العينة ولكن

هذا يعتمد على مقدار عدم تحقق الاعتدالية، فإذا كانت عدم الاعتدالية بصورة كبيرة (التواء -تفرطح شديد) فإن النتائج تكون غير دقيقة وعليه فإن الاستنتاجات تكون منخفضة الثقة وفي حالة الابتعاد الشديد عن الاعتدالية يمكن استخدام عملية تحويل Transformation للبيانات باستخدام Log أو الجذر التربيعي للحصول أو لخلق توزيع أقرب للاعتدالية وحتى بعد التحويل إذا لم يتم الحصول على توزيع شبه اعتدالي فإنه لا مفر من استخدام الإحصاء اللابارامترى لأنه يعطى نتائج أكثر موثوقة، فعلى سبيل المثال فالبيانات لمجموعتين على متغير ما، إذا كان وسيط المجموعتين متماثل أو متقارب بينما يوجد اختلاف كبير فى متوسطها فمن المحتمل تكون البيانات غير اعتدالية والإحصاء البارامترى يعطى دلالة إحصائية بينما الإحصاء اللابارامترى لا يعطى دلالة إحصائية.

• **التجانس للتباينات:** التجانس للتباين يتطلب أن البيانات للمجموعات المختلفة

لها نفس تشتت الدرجات (الانحراف المعياري - التباين) حول المتوسط:

$$S^2_1 = S^2_2 = S^2_3 = \dots = S^2_n$$

- S^2 التباين

التباين مدى انتشار (اقتراب أو ابتعاد) البيانات عن بعضها لبعض وعن المتوسط ولكن بعض الأساليب البارامترية لديها مناعة ضد عدم تحقق مسلمة تساوى التباينات بين المجموعات، وتعطى بعض برامج الكمبيوتر مثل SPSS اختبارات لتحقيق من تساوى التباينات مثل اختبار Leven's test (F). وفى حالة اختبار T-test وحتى إذا لم تتساوى التباينات فإنه يوجد بديل إحصائي لإعطاء نتائج الاختبار فى حالة Unequal Variance.

• **الاختبارات البارامترية قائمة على بيانات فترية أو نسبية** لذلك فالبيانات المحللة

باستخدام الإحصاء البارامترى يجب أن تكون من قياس فترى حقيقى متصل على الأقل وعلى الرغم أن الإحصاء البارامترى يستخدم مع مقاييس عالية الرتبة (الفترى- النسبى) فإن هذه البيانات يمكن تغييرها إلى مقاييس نو رتبة أدنى (أسمية - رتب) وهذا التحويل فى غاية الأهمية عندما يكون المتغير المستقل مثل الدخل

يقاس على مقياس فترى ويرغب الباحث أن يحوله إلى تصنيفات مثل (مرتفع - متوسط - منخفض).

• **الاستقلالية:** تعنى درجة أى فرد على مفردة لا تتأثر بدرجة فرد آخر على هذه المفردة أو وجود فرد فى أحد المجموعات لا يتأثر بفرد آخر فى مجموعة أخرى أو فى نفس المجموعة ويرتبط بالاستقلالية مفهوم Orthogonality وهى تعنى أن البيانات مستقلة عن بعضها البعض.

• **العشوائية:** تعنى اختيار أفراد عينة الدراسة بصورة عشوائية وأن اختيار أى فرد أو حالة فى عينة الدراسة لا يؤثر على اختبار أى فرد آخر فى نفس الدراسة، ويشير (2014) Miller أن مسلمة العشوائية والاستقلالية لا يمكن اختبارهما إحصائياً ولكنهم يعتبر جزء من تصميم الدراسة، وإذا لم تتحقق الاستقلالية والعشوائية فإن النتائج تكون متحيزة أو على الأقل غير نزيهة وغير موثوق بها ويتحقق ذلك من خلال العينة العشوائية من المجتمع المستهدف. ولكن يوجد في حزم البرامج الاحصائية اختبارات للتحقق من العش

الإحصاء البارامترى أكثر قوة من الإحصاء اللابارامترى ولذلك فإن الإحصاء البارامترى يعطى نتائج أكثر موثوقية ودقة مع العينات الصغيرة لمعظم الاختبارات عندما يكون التوزيع اعتدالى.

التصميم البحثى أو منهج البحث ResearchDesign

فى العلوم السلوكية والاجتماعية لا بد من استخدام منهج البحث أو طريقة البحث Research method، وفيها يحدد الباحث طبيعة المنهج أو المدخل العام الذى يتبعه للتحقق من فروض بحثة، وهذا يتحدد من خلال طبيعة أسئلة البحث المطروحة وبدوره منهج البحث يحدد الإجراءات والخطوات التى يتبعها الباحث من اختيار العينة و تطبيق أدوات القياس والإجراءات المتبعة لجمع البيانات. وتوجد العديد من طرق البحث ولكننا فى هذا المقام نركز على أهم طرق البحث الشائعة فى البحث السلوكى والنفسى والاجتماعى لأن استخدام هذه الطرق يسمح بالحصول على بيانات وإجراء تحليلات إحصائية معينة وهى:

أولاً : المنهج التجريبي **Experimental method** : يهدف إلى محاولة الوصول إلى التحقق من وجود علاقة السبب والتأثير Cause-effect بين متغيرين من خلال تجربة أحدهما يطلق عليه المتغير المستقل أو المتغير التجريبي أو متغير المعالجة هو يخضع لسيطرة وتحكم الباحث ويجب أن يمتلك على الأقل مستويين وتسمى شروط أو عوامل Factors أحدهما شرط المعالجة Treatment والآخر شرط الضبط Control، بينما المتغير الآخر يسمى بالمتغير التابع أو المتغير المحك Criterion أو المتغير الناتج Outcome ويشار إليه بنتائج أو مخرجات التجربة مثل التحصيل والابتكارية.

ولكى ندرس السببية من خلال تجربة فلا بد أن تتضمن إجراءات صارمة منها:

- المعالجة لمتغير تجريبي مراد دراسته Manipulation.
- الضبط لكل المتغيرات الدخيلة التي يمكن أن تؤثر في المتغير التابع.
- العشوائية Randomization في اختيار عينة البحث وكذلك عشوائية في توزيع المشاركين على مجموعات التجربة بطريقة تحدث درجة كبيرة من التكافؤ Equivalence أو التجانس.
- المقارنة بين درجات المعالجات المختلفة وهي المجموعات التجريبية (التي تتلقى المعالجة) والمجموعة الضابطة (لا تتلقى المعالجة أو تتلقى مستوى آخر من المعالجة) فالفرق بين نواتج المعالجات دليل على أن المعالجة (المتغير المستقل) هي المسبب للتغيرات في الدرجات المتغير التابع.
- وعلى ذلك فأى تجربة تتضمن أربع مكونات أساسية لاستنتاج السببية هي المعالجة والعشوائية والضبط والمقارنة، فمثلاً إستراتيجية التدريس هي (المعالجة) أو المتغير المستقل (تقليدية-عصف ذهني) والتحصيل تابع أو ناتج، العلاج السلوكي (المعالجة) بينما خفض الاكتئاب التابع (ناتج)، إستراتيجية طرح التساؤل الذاتي (المعالجة) بينما الفهم القرائي التابع (الناتج).

وعليه فإن معالجة مستويات المتغير المستقل (عالي- منخفض أو معالجة-لا معالجة) وتوزيع أفراد العينة عشوائياً على مجموعات أو مستويات المعالجة وضبط

المتغيرات الدخيلة هي سمات البحث التجريبي. والمنهج التجريبي يتضمن تصميمات عديدة منها:

1. تصميم بين الأفراد أو المجموعات **Between-subjects design**: السمة الأساسية لهذه التصميمات هو المقارنة بين مجموعات مختلفة من الأفراد وتوزيعهم عشوائياً على مستويات و معالجات المتغير المستقل و بالتالي توجد مجموعة أو مجموعات تجريبية **Experimental group(s)** ومجموعة ضابطة **Control group** ويطلق عليه التصميم التجريبي للقياسات المستقلة **Independent measures experimental Design** وفيه تتم المقارنة بين المجموعات وتحديد الفروق بينهما. وفيما يلي عرض لأهم التصميمات التجريبية (Shadish & Cook 2002):

- تصميم المجموعة التجريبية الواحدة والمجموعة الضابطة وقياس بعدى:

R X O1 (مجموعة تجريبية)

R O2 (مجموعة ضابطة)

حيث R العشوائية، X المعالجة، O_1 قياس بعدى للمجموعة التجريبية، O_2 قياس بعدى للمجموعة الضابطة.

- تصميم المجموعتين التجريبيتين (المعالجتين) وقياس بعدى:

R XA O_1

R XB O_2

- تصميم مقارنة معالجتين (مجموعتين تجريبيتين) ومجموعة ضابطة وقياس بعدى:

R XA O_1

R XB O_2

R O_3

- تصميم المجموعة الضابطة وقياس قبلي وبعدي:

R O₁ XO₂

R O₃ O₄

• تصميم المعالجات البديلة مع قياس قبلي:

R O₁ XAO₂

R O₃ XBO₄

• تصميم المعالجات المتعددة مع المجموعة الضابطة و قياس قبلي :

R O₁ XA O₂

R O₃ XB O₄

R O₅ O₆

ويمكن تعميمه لأكثر من ثلاث مجموعات:

R O₁ XA O₂

R O₃ XB O₄

R O₅ XC O₆

R O₇ O₈

ولكن التصميم الأكثر شيوعاً في البحوث النفسية والتربوية والسلوكية هو تصميم المجموعة الضابطة وقياس قبلي وبعدي، وكذلك تصميم المعالجات المتعددة مع المجموعة الضابطة وقياس قبلي، واستخدام الإحصاء في هذه النوعية من التصميمات يستخدم لدراسة الفروق بين القياسات البعدية للمجموعات، ومن أهم الأساليب الإحصائية المستخدمة هو اختبار T للعينات المستقلة وكذلك تحليل التباين أحادي الاتجاه (ANOVA) مصحوباً باختبارات المقارنات المتعددة البعدية **Post-hoc** لتحديد أي المجموعات التي أحدثت الفروق مثل اختبارات شيفيه وتوكي ونيومان-كولز وغيرها. وكذلك يمكن استخدام اختبارات الإحصاء اللابارامترى في حالة عدم توافر مسلمات الإحصاء البارامترى (الاعتدالية وتجانس التباينات) ومن هذه الاختبارات اختبار مان-ويتني (Mann-Whitney (M.W) و اختبار كروسكال-والاس (K.W).

2. تصميم داخل الأفراد أو تصميم القياسات المتكررة **Repeated measures**

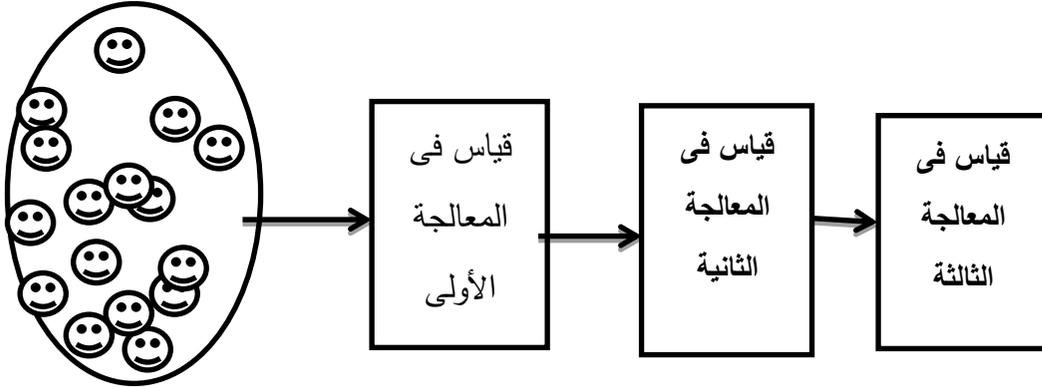
designs within-subject: و يمكن تمثيله كالآتي:

نفس الأفراد

المعالجة 1

المعالجة 2

المعالجة 3



الشكل (4.1): بنية التصميم التجريبي داخل الأفراد.

وفى هذا التصميم تستخدم مجموعة واحدة من الأفراد و يطبق عليها كل معالجات أو مستويات المتغير المستقل ثم قياس أو ملاحظة أداء كل فرد فى كل المعالجات ويطلق عليه تصميم القياسات المتكررة لأنه يحدث إعادة للقياسات على نفس الأفراد وتحت ظروف معالجة مختلفة و هذا التصميم سائد أيضاً فى الدراسات غير التجريبية مثل الدراسات الطولية التى تدرس التغيرات عبر فترة زمنية طويلة، وهذه النوعية من التصميمات نادرة الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية والسلوكية، والمعالجة الإحصائية لهذا النوع من خلال تحليل التباين للقياسات المتكررة Repeated ANOVA أو الاختبار اللابارامترى المقابل و هو اختبار فريدمان Friedman.

ثانياً: المنهج شبه التجريبي Quasi experimental method : فى التصميمات شبه التجريبية يهدف الباحث إلى دراسة أثر المتغير المستقل على المتغير التابع فى تجربة تحدث مواقف الحياة الطبيعية مثل المدرسة أو المستشفى حيث إن إجراءات الضبط فى التصميم التجريبي الحقيقى غير متوفرة وكذلك لا يتوفر فيها التوزيع العشوائى للأفراد على ظروف المعالجات المختلفة، وهذه التصميمات سائدة فى العلوم النفسية والتربوية والسلوكية حيث إجراءات الضبط تبدو عملية صعبة إلى حدٍ ما ولذلك فإن هذه التصميمات تعاني من نقص الصدق الداخلى Internal validity وهو الادعاء بأن التغير فى المتغير التابع يعود ويعود فقط إلى المتغير التجريبي و بالتالى فالتجارب التى تجرى فى واقعنا التربوى فى المدارس يغلب عليها التصميم شبه التجريبي ويطلق عليها

تجارب الميدان Field experimental وعلى الرغم من ذلك فإن التصميمات شبه التجريبية لها درجة صدق خارجي External validity عالية حيث يعايش الباحث الظاهرة كما تحدث في الواقع بالتالي فإن نتائج التجربة لها قدرة تعميمية عالية.

ثالثاً: المنهج السببي المقارن Causal comparative method: يشير هذا المنهج إلى الدراسات التي تفحص علاقات السبب والتأثير (النتيجة) عن طريق الملاحظة لحالات أو وقائع معينة وعلى ذلك فإن المتغير المستقل حدث بالفعل أو موجود بالفعل ويريد الباحث معرفة عواقبه الحاضرة. ويرى البعض أن فلسفة البحث السببي المقارن تقترب من البحث شبه التجريبي ولكن المتغير المستقل تصنيفي بمستويين (ذكر - أنثى، مرتفع - منخفض) موجودة بالفعل ويريد دراسة الفروق بينهما على متغير تابع ما ولكن البحث السببي المقارن عكس البحث التجريبي حيث في البحث التجريبي يتحكم الباحث في المتغير المستقل بإجراءات الضبط في حين البحث السببي المقارن المتغير المستقل بالفعل موجود بدون إجراء تجربة وإجراءات ضبط. وكأمثلة عليه:

• الفروق بين الذكور والإناث في التحصيل.

• الفروق بين المدخنين وغير المدخنين في الإصابة بالسرطان.

ويلجأ الباحث إلى البحث السببي المقارن لدراسة ظاهرة ما عندما يتعذر دراستها تجريبياً لاعتبارات أخلاقية.

المتغيرات

في أي دراسة يتعامل الباحث مع مجموعة بيانات Data set ويحصل عليها من مرحلة جمع البيانات Data collection وفيها يمثلك أي فرد أو حالة في عينة الدراسة مجموعة بيانات تعكس مجموعة متغيرات مثل الجنس - التحصيل - الذكاء الخ. حيث يطلق على بيانات متغيرات مثل الجنس - موقع السكن - التخصص - الوظيفة - الحالة الاجتماعية بالبيانات الكيفية Qualitative data ويسمى البعض بالبيانات الأساسية أو الديموجرافية وهي تقاس بصورة كيفية تصنيفية، ويمكن أن يكون المتغير الكيفي ثنائي Dichotomous مثل الجنس (ذكر - أنثى) أو متعددة

Polychotomous مثل الديانة (مسلم- مسيحي - يهودي). ويطلق على بيانات متغيرات مثل الابتكارية - الاتجاه - التحصيل ومفهوم الذات بالبيانات الكمية Quantative data وهى تقاس بصورة كمية أو عددية و يتم تحليلها بإجراءات إحصائية معينة.

تصنيف المتغيرات

تصنف المتغيرات فى ضوء:

أولاً: مستوى القياس الذى تتبع منه: وفى هذا الاطار تصنف المتغيرات حسب مستوى القياس Level of measurement أو مقياس البيانات Data وهى مرتبة هرمياً من الأقل رقيماً (الاسمى) إلى الأكثر رقيماً (النسبى):

1. مستوى القياس الاسمى **Nominal scale**: فى هذا المستوى البيانات عبارة عن تصنيفات مثل الديانة، الجنس، الوظيفة، والتخصص. فمثلاً التخصص يتضمن عدة مستويات مثل الطب، الهندسة، الآداب، العلوم، والزراعة... إلخ. والمقاييس الاسمية تعطى بيانات تصنيفية **Categorical data** ويوضع الفرد فى أحد التصنيفات ويمكن أن تكون تصنيفين فأكثر.

2. مستوى القياس الرتبى **Ordinal scale**: هذا المستوى فى غاية الأهمية لترتيب المتغيرات الكيفية مثل ترتيب الطلاب من حيث إنجازهم للواجبات المدرسية أو التقدير فى المدرسة أو الترتيب فى الأسرة أو الرتبة العسكرية (لواء - عميد - عقيد) والحالة الاقتصادية (مرتفع - متوسط - منخفض) وبالتالي يتضمن هذا المستوى التصنيف ثم الترتيب من الرتبة الأعلى إلى الأقل أو العكس. ويمكن القول إن المقاييس النفسية التى يتم بنائها فى ضوء مقياس ليكرت تقع ضمن مستوى القياس الرتبى وتتم معالجة البيانات الرتبية كأنها بيانات فترية باستخدام الإحصاء البارامترى.

3. المقياس الفترى **Interval scale**: يتضمن التعبير الكمي ويستخدم الأرقام للتعبير عن الصفات أو الخصائص، والفترية الحقيقية تتضمن توزيع متصل وعلى ذلك فإن الفترات بين الأرقام لها معنى، فدرجة الحرارة (45) هى أقل خمس درجات من

درجة الحرارة (50) ودرجة العدوانية تتراوح من (20) إلى (80) ، والدرجة (60) أكثر بعشر وحدات من الدرجة (50) ولكن (40) ليس هي ضعف (20). البيانات على مقياس ليكرت الخماسي أو السباعي أو التساعي يمكن التعامل معها على أساس بيانات فترية، والدرجة على متصل السمة لها معنى مختلف فالدرجة التحصيلية بين 9,10 تختلف عن الدرجة التحصيلية بين 1,2.

وعلى ذلك فإن القياسات الفترية تسعى إلى التصنيف والترتيب من الأقل إلى الأكبر وكذلك توضح النسب بين المجموعات المتكافئة من الأرقام ويمكن استخدام إحصائيات مثل المتوسط والانحراف المعياري وهذه ضرورية للإحصاء البارامترى مثل اختبارات T و ANOVA حيث تفترض اعتدالية البيانات. وعلى الرغم أن البعض ينادى بضرورة معالجة بيانات العلوم الاجتماعية والنفسية باستخدام إحصاء لابارامترى على أساس أن البيانات المتولدة من مقاييس ليكرت هي في طبيعتها رتبية أكثر من كونها فترية.

4. المقياس النسبي Ratio scale: يستخدم البيانات الكمية ولها فترات متساوية بين الأرقام و يتوفر الصفر الحقيقي حيث انعدام الصفة على المستوى المقاس يفيد بانعدامها على المستوى الحقيقي وأيضاً فالصفر يعنى لا شيء فالدخل و الطول والمسافة والوقت هما متغيرات نسبية. والفرق بين الوزن 40 و 50 هو نفسة الفرق بين 60 و 70 ويمكن القول أن الاستجابة A هي تساوى مرتين أو ثلاث مرات الاستجابة C ولكن هذا غير متاح فى مستوى القياس الفترى لعدم توافر الصفر الحقيقي فلا نستطيع القول أن درجة طالب 100 في الامتحان تساوى ضعف طالب آخر درجته 50.

ويمكن إجراء العمليات الحسابية الأربعة على القيم مباشرة وكذلك على الفترات بين النقاط على المقياس. وعلى ذلك فهذا المستوى يهدف إلى التصنيف (الاسمي) والترتيب (ترتيبي). والبيانات فى العلوم النفسية والسلوكية والاجتماعية لا تخضع لهذا المستوى لأنها لا تلبى متطلباته. ويستخدم المتوسط والانحراف المعياري الإحصاء البارامترى فى هذا المستوى.

وتصنف المتغيرات حسب اتصالياتها الى:

1. متغيرات متصلة (مستمرة) **Continuous variable**: يعنى أن عدد القيم الواقعة بين أى قيمتين (نقطتين) على متصل السمة لا نهائى وغير قابل للعد. المتغيرات المتصلة غير قابلة للعد نظرياً ودائماً المتغيرات الفترية والنسبية هى متغيرات متصلة. وكأمثلة على المتغيرات المتصلة: العمر، الوزن، الطول، المسافة، ولكن عدد أفراد الأسرة ليس متغير متصل على الرغم أنه نسبي.

2. المتغيرات المتقطعة (المنفصلة) **Discrete variables**: هى المتغيرات القابلة للعد مثل متغير الجنس (ذكر وأنثى) أو متغير موقع السكن (الريف- البدو - الحضر) بمعنى لا توجد قيم بين أى قيمتين للمتغير فمثلاً بين الذكور والريف لا يوجد شئ آخر بينهما والمتغيرات الاسمية مثل الجنس والديانة والتخصص فى الكلية والوظيفة هى متغيرات متقطعة فى طبيعتها وقابلة للعد ويطلق عليها متغيرات تصنيفية **Categorical variable**.

وفى ضوء وظيفتها فى التصميم التجريبي أو التصميم البحثى كالاتى:

1. المتغير المستقل **Independent variable**: هو المتغير الخاضع لسيطرة الباحث أو سيطرة المجرى فمثلاً طريقة التدريس أو التعزيز كلها متغيرات يسيطر عليها الباحث. فالباحث الذى يدرس أثر المتغير (X) على متغير آخر (Y) فإن المتغير (X) هو متغير مستقل ولا بد أن يكون سابق فى الحدوث زمنياً عن المتغير (Y) ويسمى المتغير المستقل أحياناً فى التصميمات التجريبية بمتغير المعالجة. وإذا أراد الباحث أن يتنبأ بالنجاح الأكاديمي فى الجامعة من درجات الثانوية العامة فى هذه الحالة فإن امتحانات الثانوية العامة متغير مستقل، أى أن المتغير المستقل هو السبب لحدوث تغير فى متغير آخر تالى له. الدراسة أو البرنامج هو متغير مستقل.

2. المتغير التابع **Dependent variable**: هو المتغير الناتج ويعتمد على سلوك المستجيبين ويتغير حدوثه بتغير المتغير المستقل أى أنه النتيجة، فالنجاح الأكاديمي فى الجامعة هو المتغير التابع وهو المتغير الذى يأتى بعد المتغير المستقل. نواتج الدراسة (البيانات) هى متغيرات ناتجة تابعة.

3. المتغير الضابطة Controlvariable: هي متغيرات مستقلة ولكنى يضبط أثرها أثناء التجربة، فمثلاً أراد باحث دراسة أثر طريقة التدريس التعاونى على التحصيل ودراسة هذا فإنه توجد متغيرات اخرى تؤثر على التحصيل مثل المستوى الاقتصادى للأسرة والدافعية وهى متغيرات دخيلة Confounding Variable فلا بد أن يضبطها الباحث ويستبعد أثرها عند تصميمه للتجربة .

4. المتغيرات الوسيط Mediating variable: هي متغيرات تتأثر بالمتغير المستقل وتؤثر على المتغير التابع، بمعنى انها تنقل أثر متغير مستقل إلى المتغير التابع ويقيسها الباحث وتدخل فى المعالجة الإحصائية، وهى متغيرات شائعة فى النماذج السببية وتلعب دور المتغير المستقل والتابع فى نفس الوقت. وكأمثلة للمتغيرات الوسيطة البناء المعرفى والذكاء وغيرها ويطلق عليها بالتغايرات Covariates وهى متغيرات فترية.

متى تستخدم الإحصاء اللابارامترى؟

تتضمن الإحصاء اللابارامترى مجموعة من الأساليب أو الإجراءات الإحصائية وتعرف بإحصائيات التوزيعات الحرة Distribution Free Statistics والأساليب اللابارامترية لا بد أن تتبع مسلمات معينة كما فى حالة الأساليب البارامترية لا يشترط أن يكون توزيعها اعتدالى كما هو الحال فى الأساليب البارامترية وعلى ذلك فإن توزيع العينة للتحليلات اللابارامترية لا يعتمد على توزيع مجتمع هذه العينة، بكلمات أخرى فإن تفسيرات البيانات اللابارامترية لا يعتمد على مدى مطابقة البيانات لأى معالم للتوزيع فى المجتمع بينما تتطلب الاساليب البارامترية الاعتدالية وتساوى التباينات للمجموعات، والمتطلب الرئيس للبيانات اللابارامترية هو الاستقلالية والتوزيع المتصل المتماثل Identically Distribution.

والبيانات فى التحليلات اللابارامترية هى اسمية ورتبية وأيضاً فترية ونسبية بعد تحويلها إلى رتب والإحصاء اللابارامترى يكون مناسب كبديل لقواعد البيانات الصغيرة Small Data Sets أو عندما تكون البيانات الفترية والنسبية لا يتحقق لها المسلمات الضرورية للإحصاء البارامترى. والإحصاء اللابارامترى أكثر سهولة فى حساباته من أساليب

الإحصاء البارامترى والنتائج من الأساليب اللابارامترية تكون قريبة من نتائج الأساليب البارامترية خاصة عندما يكون التوزيع اعتدالي. ويمكن لبيانات فترية ونسبية أن نتعامل معها بإحصاء لابارمترى ولكن فى هذه الحالة لا بد من تعديل أو تحويل البيانات من درجات كمية إلى تصنيفات أو رتب لا كمية. فمثلا متغير تقدير الذات عبارة عن درجات ولكن يمكن تقسيمه إلى ثلاثة تصنيفات عالية - متوسط - منخفض وفى معظم الأحوال فإن الاختبار البارامترى مفضل لأنه يعطى احتمالية أكبر للكشف عن الفروق أو العلاقات الحقيقية فى المجتمع.

وعمومًا يوجد مواقف يفضل فيها تحويل أو تعديل الدرجات إلى تصنيفات كما حددها (Gravetter & Wallanu 2014):

- من السهل الحصول على قياسات تصنيفية، فمن السهل تصنيف التلاميذ إلى مرتفع ومتوسط ومنخفض القدرة القيادية أفضل من الحصول على درجات كمية لكل تلميذ.
- البيانات لا تمتلك المسلمات الواجب توافرها لإجراء أسلوب إحصائي معين فاختبارات مثل T, ANOVA, تفترض بيانات ذات توزيع اعتدالية كذلك اختبارات القياسات المستقلة تفترض مجتمعات مختلفة متجانسة التباين فإذا لم تتوفر هذه الخصائص فى البيانات فمن الأفضل تحويل أو تعديل الدرجات إلى تصنيفات أو رتب واستخدام الاختبار اللابارامترى لتقويم البيانات.
- البيانات الأصلية لها تباين عالى غير مألوف فالتباين هو المكون الرئيسى للخطأ المعيارى فى مقام اختبار T، فالتباين المرتفع يقلل بدرجة كبيرة احتمالية الحصول على فروق دالة إحصائيًا للاختبارات المستخدمة، فتحويل الدرجات إلى تصنيفات يستبعد هذا التباين الكبير وقد يكون التباين العالى نفسه للدرجات المتطرفة.
- يمكن للتجربة أن تتيح قياسات غير كمية، فعلى سبيل المثال التقدير فى التجربة ليس له عدد محدد من المحاولات لحل تجربة أو متاهة معينة ويمكن من خلالها أن نختبر علاقات مفترضة فى المجتمع، فالحيوان ليس لديه درجة محددة للحصول إلى الحل الفعلى على الرغم أنه لا يوجد عدد معين من المحاولات يمكن تحديدها لهذا الحيوان ولكن يمكن تصنيف درجته وفقا للمحاولات الرقمية.

ويشير (2012) Nolan & Heinzen إلى أن الاختبارات اللابارامترية تستخدم في ثلاث ظروف هي المتغير التابع اسمي، المتغير التابع رتبي، حجم العينة صغيراً والتوزيع التحتي للمتغير غير اعتدالي ملتو. بينما يرى Hinkle & Wiersma, & (1994) Jurs أن الإحصاء اللابارامترى يستخدم عندما لا تتوافر مسلمات الاختبارات البارامترية وهي الاعتدالية والتجانس، ويرى (2013) Pagano أن الاختبارات البارامترية أكثر تفضيلاً من الاختبارات اللابارامترية لأنها أكثر قوة ومصداقية. الاختبارات البارامترية تكون أكثر مرونة، بمعنى أن اختبار مثل T هو أكثر ضلابة أو مناعة ضد عدم تحقق الاعتدالية في المجتمع ولكن الاعتدالية في المجتمع تكون متطلب أساسى وضرورى لاستخدام اختبار T للعينات الصغيرة ولكن إذا وجدت عدم تحقق بصورة كبيرة لمسلمات الاختبار البارامترى فإنه يفضل استخدام الاختبارات اللابارامترية وهذه هي النوعية من الاختبارات تتميز بثلاثة خصائصها تميزها عن الاختبارات البارامترية هي:

- تستخدم حتى عندما لا نملك معالم عن المجتمع و يطلق عليها اختبارات حرة التوزيع Distribution-Free. ولا تتطلب أن يكون البيانات في المجتمع اعتدالية التوزيع.
- تستخدم الاختبارات اللابارامترية لتحليل بيانات من مستويات القياس الاسمية أو الرتبية.

وتوجد عدة مميزات للإحصاء اللابارامترية يعدها (1988) Siegel & Castellan منها لا تفترض الاعتدالية، تحلل بيانات غير كمية تصنيفية، تحلل بيانات العينات الصغيرة وهذا يصلح لمواقف بحثية في مجتمعات صغيرة كمجال التربية الخاصة والأمراض العقلية، سهولة حسابها.

وعلى الرغم من مميزاتها يرى (2001) Dunn أن لها عدة محددات أهمها:

- أقل قوة إحصائية مقارنة بالاختبارات البارامترية.

- المتغيرات الاسمية والترتيبية التى تحلل بالإحصاء اللابارامترى أقل حساسية لنظيرتها البارامترية.

تصميم البحث والإحصاء: فيما يلى العلاقة بين التصميم البحثى والاختبارات البارامترية واللابارامترية المتاحة لتحليل البيانات (Dunn, 2001):

الجدول (1.1): العلاقة بين تصميم البحث والاختبارات البارامترية واللابارامترية.

| الاختبارات البارامترية | الاختبارات اللابارامترية | | تصميم البحث |
|---------------------------------------|--------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | الترتيبي | الاسمي | |
| اختبار T لعينة واحدة | | χ^2 لحسن المطابق | عينة واحدة |
| اختبار z, T, المستقلة | مان ويتى (U) | χ^2 للاستقلالية | عينتين مستقلتين |
| T المرتبطة | ويلكوسون | مكمار | عينتين مرتبطتين |
| تحليل التباين ANOVA | كروسكال ولاس | χ^2 للاستقلالية | أكثر من عينتين مستقلتين |
| تحليل التباين للقياسات المتكررة ANOVA | فريدمان | كوكران | أكثر من عينتين مرتبطتين |
| | سبيرمان بيرسون r | فاي ϕ | الارتباط |
| | rs | | |

فعلى سبيل المثال لعينة مكونة من 75 فردًا فأكثر تحلل بنفس الجودة مع الطرق البارامترية والطرق اللابارامترية خاصة للبيانات الفترية (Miller 2014)، ولكن إذا تم التعبير عن البيانات الفترية فى ضوء رتب فإن الإحصاء البارامترى غير مناسب وعندما يكون التوزيع غير اعتدالى فإن الاساليب اللابارامترية أكثر كفاءة وأيضًا تعتبر الاساليب اللابارامترية غير حساسة للقيم المتطرفة Outliers فوجودها يؤثر على المتوسط بالتالى على اختبارات الفروض فى البارامترى.

مقارنة بين الإحصاء البارامترى والإحصاء اللابارامترية

الجدول (2.1): مقارنة بين الإحصاء البارامترى والإحصاء اللابارامترى Miller,

(2014)

| الإحصاء البارامترى | الإحصاء اللابارامترى |
|---|--|
| <ul style="list-style-type: none"> • يتطلب مسلماتى الاعتدالية • تجانس التباينات • يعتمد على المتوسط - التباين - الانحراف المعياري كمعالم للمجتمع . | <ul style="list-style-type: none"> • توزيع متصل • يعتمد على الوسيط |
| <ul style="list-style-type: none"> • عينة عشوائية • استقلالية الاستجابات • بيانات فترية - نسبية | <ul style="list-style-type: none"> • عينة عشوائية • استقلالية الاستجابات • بيانات فترية - نسبية |
| <ul style="list-style-type: none"> • عينات كبيرة وكذلك عينات صغيرة • شرط توافر الاعتدالية. | <ul style="list-style-type: none"> • عينات كبيرة وصغيرة • عينات كبيرة وصغيرة |
| <ul style="list-style-type: none"> • أكثر قوة إحصائية • تتأثر بالقيم المتطرفة | <ul style="list-style-type: none"> • أقل قوة إحصائية • لا تتأثر بالقيم المتطرفة |

أهمية الإحصاء اللابارامترى

استخدم الإحصاء اللابارامترى للعينات الصغيرة أكثر ميزة للباحثين عندما يكون من الصعب الحصول على عينة 30 فأكثر خاصة فى بعض التخصصات مثل التربية الخاصة والصحة النفسية ولكن هذه الميزة تكون محدودة إذا كان توزيع بيانات العينات الصغيرة اعتدالي، ففى هذه الحالة يستخدم الإحصاء البارامترى بفاعلية وكفاءة أيضاً، ولكن (Siegel 1956) يشير إلى أنه إذا كان حجم العينة $N=6$ فإنه لا يوجد بديل آخر غير الإحصاء اللابارامترى. ولكن إذا كان التوزيع العيني للمجتمع معروف تماماً

فإنه يوجد بديل آخر وهو استخدام البديل البارامترى خاصة إذا كان التوزيع لبيانات العينة اعتدالى.

ويكون استخدام الإحصاء اللابارامترى بدون قيود ومسلمات الإحصاء البارامترى ولكن فى حالات معينة يفترض أن يكون التوزيع التحتى للمتغيرات متصل وهذا أيضاً يفترض توافره للإحصاء البارامترى، وتكون الإحصاء اللابارامترى أكثر فائدة فى بعض التخصصات مثل المجال الطبى والاكلينىكى التى تكون فيها قياسات المتغيرات التابعة تصنيفه أسمية فى التجارب المعملية. وكذلك تفيد الباحث فى العلوم التربوية عندما تكون قياسات النواتج (الأداء) تصنيفية مثل (ناجح - راسب) وكذلك قياسات المتغيرات المستقلة تصنيفه مثل (ذكور - أناث) ويريد دراسة الفروق بين الذكور والاناث فى النجاح الأكاديمى (ناجح - راسب) حيث يكون استخدام البارامترى محدود جداً بل يكاد ينعدم. والأهمية الأخرى للإحصاء اللابارامترى هو استخدامه فى تحليل البيانات الرتبية وهذا شائع فى مجال العلوم الطبية والتجارة، وتوجد بعض المواقف البحثية يضطر الباحث تحويل القياسات الفترية إلى بيانات رتبية لعدم توافر مسلمات معينة مثل الاعتدالية.

الطرق اللابارامترية تستخدم فى اختبارات الفروض واحد استخداماتها اختبارات فروض صفرية حول مقياس نزعة مركزية (الوسيط) ولكن الاستخدامات الشائعة فى العلوم الاجتماعية والسلوكية مرتبط بالتعامل مع عينة واحدة حيث تهدف استخدامها لدراسة المطابقة بين تكرارات العينة (المشاهدة) والتكرارات المتوقعة أو مرتبط بالتعامل مع بيانات عينتين من مجتمعات مختلفة حيث يهدف إلى دراسة الاستقلالية أو الاعتمادية أو حتى مقدار الفروق بين عينات مستقلة وكذلك توفر اختبارات لدراسة العلاقات والارتباطات والاتفاق بين متغيرين فأكثر.

ورغم مميزات الإحصاء اللابارامترى فإنه يوجد محددات أو عيوب لاستخدامها وهو إذا كانت مسلمات الإحصاء البارامترى متوفرة فإن استخدامها يعتبر مضيعة للوقت حيث تكون أقل كفاءة فى قوتها Low Power - Efficiency، وكذلك محدودية الإحصاء

اللابارامترى فى التعامل مع مشكلات بحثية ذو متغيرات متعددة متدرجة حيث دائماً تتعامل مع قضايا بحثية تتضمن متغير واحد أو متغيرين على الأكثر وحيث ليس لديها اختبارات للكشف عن التفاعلات بين المتغيرات كما فى حالة تحليل التباين المتدرج (MANOVA).

الفصل الثاني

اختبار كولوموجوروف – سميرنوف للتحقق من الاعتدالية

Kolomogorov–smirnov one sample test

توجد مداخل عديدة للتحقق من مسلمة الاعتدالية منها ما هو وصفي من خلال:

1. عرض مقاييس النزعة المركزية: تساوى قيم المتوسط والوسيط و المنوال يفيد بوجود الاعتدالية.

2. حساب مؤشرى الالتواء والتفرطح: لتفسير قيمة الالتواء والتفرطح في ضوء قيم مطلقة لهم او حدود قطع ، أشارت دراسات المحاكاة انه اذا كانت قيمة الالتواء $SK > 3$ فانه يوجد التواء شديد، بينما التفرطح أكثر مرونة فالقيمة المطلقة اكبر من 7.0 تشير إلى تفرطح شديد (West, Finch & Curran 1995)، وتوجد آراء اقل مرونة فيما يخص التفرطح فإذا كانت قيمته اكبر من 8.0 وأحياناً اكبر من 20 فان التوزيع يوصف بأنه شديد التفرطح. ولكن القاعدة العامة هي إذا كان قيمة التفرطح اكبر من $< (10.0)$ فانه توجد مشكلة فيما يخص التوزيع، والقيمة 20 فأكثر تشير إلي توزيع يعاني بشدة من عدم الاعتدالية (Kline, 2016). عموماً كلما اقتربت قيمتي الالتواء والتفرطح من الصفر كلما كان التوزيع اكثر اعتدالية.

التحقق الاستدلالي من مسلمة الاعتدالية من خلال:

اختبار كولوموجوروف – سميرنوف لعينة واحدة

الهدف: يستخدم للتحقق ما اذا كانت البيانات الفترية او النسبية اعتدالية التوزيع في المجتمع وهي من فئة اختبارات التوزيع المنتظم Test of Distribution Symmetry في التوزيع الاعتدالي فان المنحنى يشبه الجرس والاعتدالية شرط ضروري لاستخدام الاحصاء البارامترى وعلي الباحث التاكيد من الاعتدالية وفى حالة عدم توافرها فانه يفضل استخدام الاختبارات اللابارامترية.

اختبارات الفروض لقضية: جمع الباحث بيانات لمتغير (التحصيل مثلاً) لـ 100 فرد وهى كالاتي :

| | | | | | | | | | |
|----|---|---|---|---|---|---|---|----|---|
| 7 | 5 | 1 | 9 | 2 | 3 | 6 | 7 | 2 | 1 |
| 8 | 3 | 3 | 2 | 3 | 3 | 1 | 3 | 3 | 3 |
| 3 | 3 | 8 | 3 | 3 | 6 | 1 | 1 | 3 | 5 |
| 1 | 1 | 1 | 3 | 1 | 3 | 3 | 3 | 6 | 6 |
| 1 | 1 | 5 | 5 | 3 | 6 | 3 | 3 | 16 | 3 |
| 3 | 4 | 5 | 5 | 3 | 3 | 1 | 3 | 1 | 1 |
| 12 | 3 | 6 | 8 | 6 | 3 | 1 | 3 | 3 | 3 |
| 3 | 1 | 3 | 1 | 2 | 3 | 1 | 5 | 3 | 1 |
| 3 | 1 | 5 | 1 | 3 | 3 | 2 | 6 | 2 | 3 |
| 6 | 2 | 3 | 5 | 1 | 3 | 1 | 2 | 1 | 3 |

واراد الباحث التحقق ما اذا كان توزيع هذه الدرجات اعتدالية التوزيع في المجتمع ؟

الخطوات البحثية: 1. سؤال البحث: هل توزيع الدرجات اعتدالية في المجتمع؟

2. فرض البحث: توزيع الدرجات توزيعاً اعتدالياً.

3. متغيرات البحث: المتغير (x) - فترى - تابع في البحث.

4. النموذج الاحصائي: نموذج المتغير الواحد - احصاء لابارامتري والاختبار المناسب

كولوموجروف - سميرنوف (K.S) لعينة واحدة.

اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية:

H0: الدرجات اعتدالية التوزيعي المجتمع

HA: الدرجات غير اعتدالية التوزيع

2. الاختبار الاحصائي: كولموجوروف - سميرنوف (K.S)

3. مستوى الدلالة الاحصائية و قاعدة القرار: لمستوى دلالة احصائية $\alpha = 0.05$ وحجم

العينة $N = 100$ يمكن البحث في جداول (كولموجوروف - سميرنوف) عن القيمة الحرجة او الجدولية.

اختبارات الدلالة الاحصائية للتحقق من الاعتدالية في SPSS

يوجد اختبارين للتحقق من الدلالة الاحصائية للاعتدالية وهما اختبار كولموجوروف - سميرنوف لعينة واحدة كذلك اختبار شابيرو ويلك Shapiro-wilk ولكن من محدداتهما تأثرهما بأحجام العينات الكبيرة حيث من المتوقع مع حجم عينة كبير نحصل على دلالة احصائية حتى لو ابتعد توزيع درجات المتغير قليلا عن الاعتدالية.

الفروض الاحصائية: الفرض الصفرى (H0): توزيع درجات المتغير المتصل x اعتدالى.

الفرض البديل (HA) : توزيع درجات المتغير غير اعتدالى.

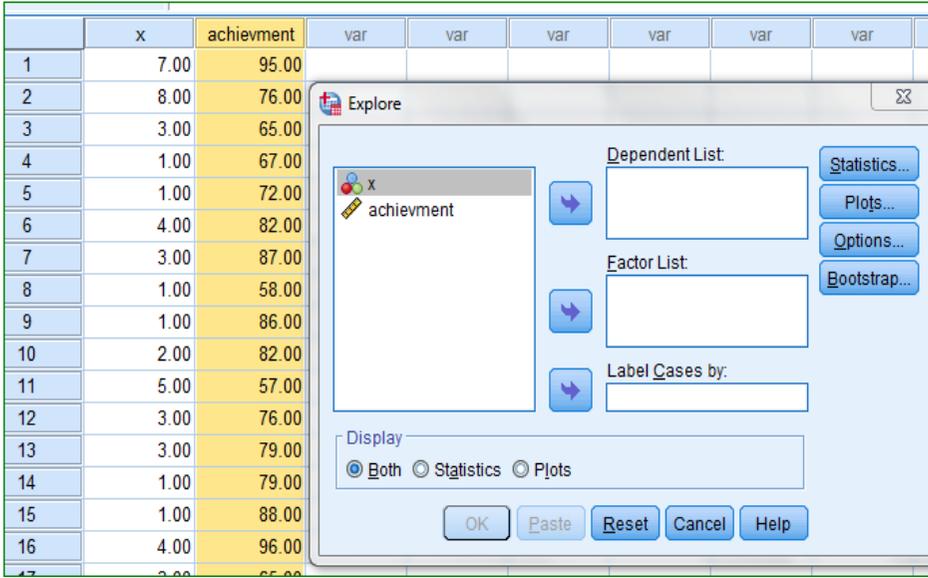
وعدم الدلالة الاحصائية للأختبارين يعنى توافر الاعتدالية.

لتنفيذ الاختبارين فى برنامج الـ SPSS اتبع الاتي:

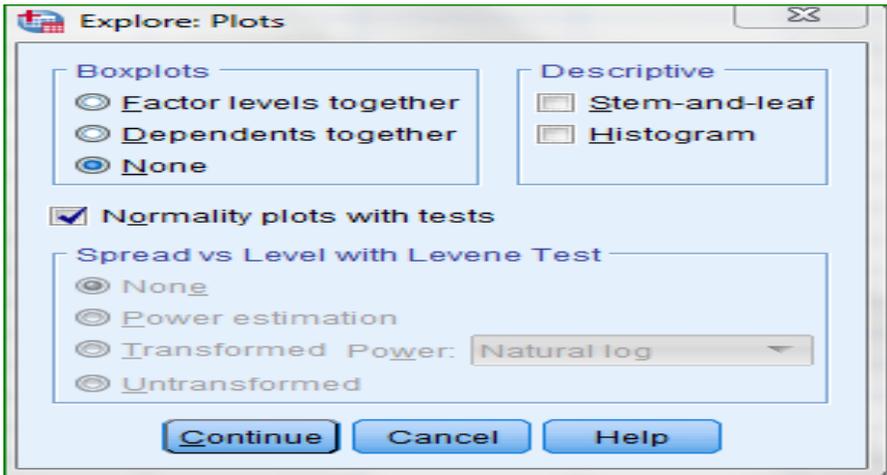
اولاً: ادخال البيانات: 1. اكتب مسمى المتغير X تحت عمود Name ، ثم اضغط على data view

ثانياً : تنفيذ الامر : 1 . اضغط على Analyze ثم اضغط DescriptiveStatistics ثم

اضغط على Explore يعطى الشاشة الاتية:



- 2 . انقل المتغير X الى المربع Dependent list عن طريق الضغط على السهم →
- 3 . اضغط على اختيار Plots تظهر الشاشة الاتية:



- 4 . اضغط على اختيار Normality Plots with tests وهذا يعطى رسم Q-QPlot
- 5 . اضغط على Continue ثم اضغط Ok
- ثالثا: المخرج: يعطى احصائيات:

| Descriptives | | | Statistic | Std. Error |
|----------------------------------|-------------|--|-----------|------------|
| Mean | | | 3.2500 | .23110 |
| 95% Confidence Interval for Mean | Lower Bound | | 2.7914 | |
| | Upper Bound | | 3.7086 | |
| 5% Trimmed Mean | | | 3.0111 | |
| Median | | | 3.0000 | |
| Variance | | | 5.341 | |
| Std. Deviation | | | 2.31104 | |
| Minimum | | | 1.00 | |
| Maximum | | | 16.00 | |
| Range | | | 15.00 | |
| Interquartile Range | | | 3.00 | |
| Skewness | | | 2.164 | .241 |
| Kurtosis | | | 8.447 | .478 |

ثم عرض البرنامج:

| Tests of Normality | | | | | | |
|---------------------------------------|---------------------------------|-----|------|--------------|-----|------|
| | Kolmogorov-Smirnov ^a | | | Shapiro-Wilk | | |
| | Statistic | df | Sig. | Statistic | df | Sig. |
| x | .283 | 100 | .000 | .788 | 100 | .000 |
| a. Lilliefors Significance Correction | | | | | | |

وبالنسبة لأختبار K.S يتضح ان قيمته : $0.283 = K.S (100)$ وكانت درجات الحرية $df = 100$ واتضح ان قيمة الاختبار دالة احصائياً حيث : $P(\text{Sig}) (0.00) < \alpha(0.05)$ بالتالي يُرفض الفرض الصفري على ذلك توجد دلالة احصائية وعليه فأن توزيع المتغير X غير اعتدالي. وهكذا بالنسبة لأختبار Shapiro-wilk حيث ان احصائية او قيمة الاختبار 0.788 و $df = 100$. وبالنسبة للقرار بما ان : $(0.05) < P(\text{Sig}) (0.00)$ ، وعليه يُرفض الفرض الصفري وبالتالي توجد دلالة احصائية وعلى ذلك فأن توزيع درجات X غير اعتدالي.

التحقق الوصفي من اعتدالية البيانات في SPSS

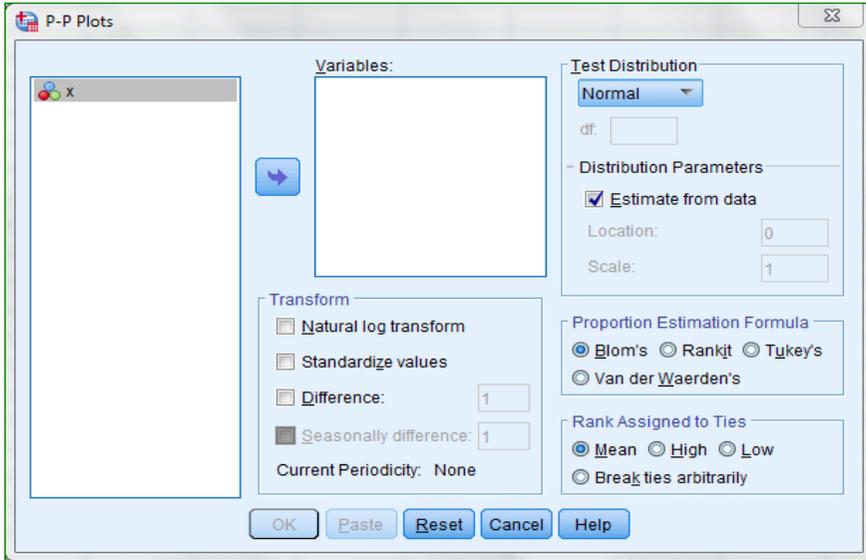
التحقق من الاعتدالية من العرض البياني:

أولاً : أدخل البيانات : يتم ادخال متغير X فى المثال السابق فى البرنامج وذلك من خلال تسميته من خلال الضغط على Variable view ثم كتابة مسمى المتغير تحت عمود Name ثم اضغط على Data view

• **منحنى P-P plots (probability-Probability):** وفى هذا المنحنى يتم حساب الرتب المناظرة للدرجات ولكل رتبة يتم حساب قيمة Z الفعلية المناظرة وهذه هى القيمة المتوقعة ثم المطابقة بين الدرجات الخام بالدرجات المعيارية المناظرة لرتب الدرجات فأذا كانت الدرجات لها توزيع اعتدالى فأن الدرجات Z الفعلية سوف تكون على خط قطرى مستقيم. والفكرة فى هذا المنحنى هو مقارنة نقاط او احداثيات البيانات بالخط المستقيم القطرى واذا وقعت الدرجات على القطر فأن بيانات المتغير اعتدالية والابتعاد عن القطر يدل على الابتعاد عن الاعتدالية.

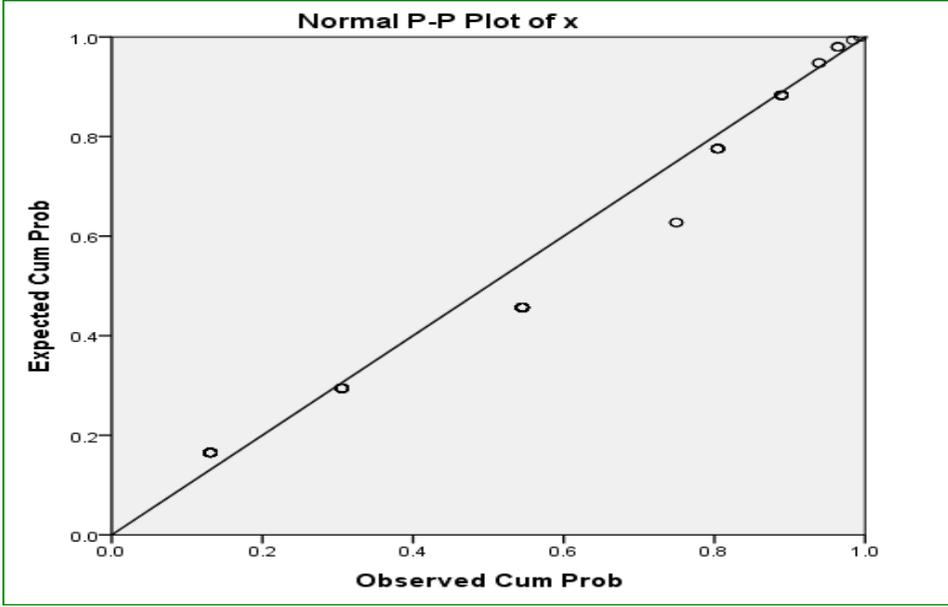
لتنفيذه اتبع الخطوات الاتية:

1 . اضغط Analyze ثم اختار Descriptive Statistics ثم اضغط على p-p.plots تظهر الشاشة الاتية:



2 . انقل متغير X الى مربع Variables . ثم اضغط على OK.

ثالثاً: المخرج:

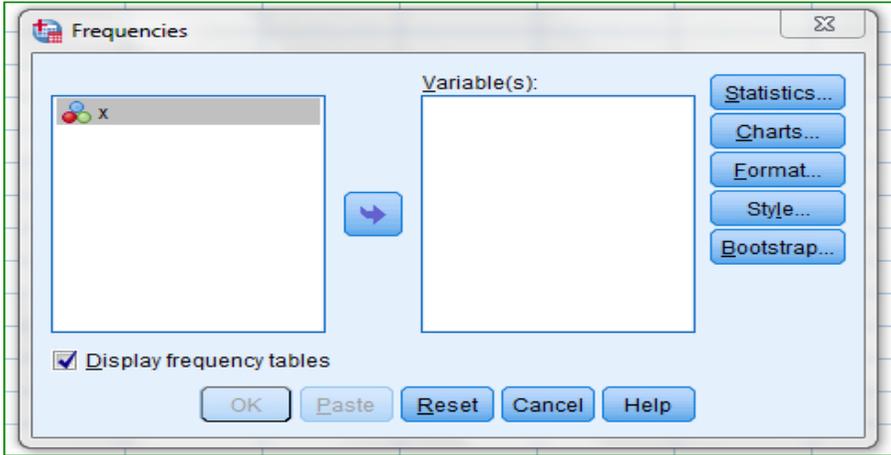


كما هو ملاحظ ان الاحداثيات او النقاط لا تقع تماماً عن الخط القطري وعليه فأن البيانات تبعد عن الاعتدالية ولا يتوافر فيها هذه المسلمة. وكما هو ملاحظ ان القيم الملاحظة على المحور السيني والقيمة المتوقعة على المحور الصادي، ويتضح تماماً ان الاحداثيات او نقاط البيانات لا تقع على الخط المستقيم وعليه فأن البيانات غير اعتدالية.

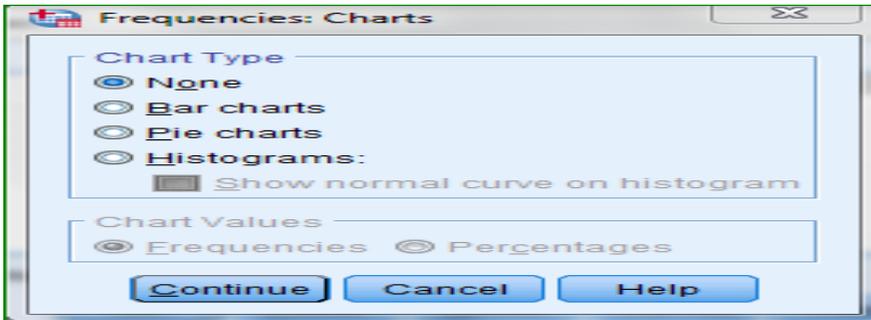
• المدرج التكرارى **Histogram**: تنفيذ الأمر:

1. اضغط Analyze ثم اضغط Descriptive Statistics ثم اضغط Frequencies تظهر

الشاشة:

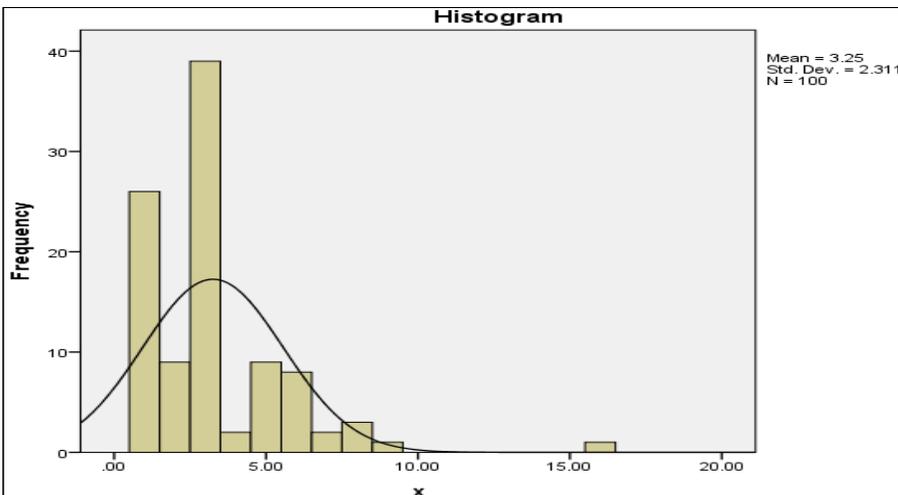


2. اضغط على المتغير x ثم انقله الى مربع Variables
3. اضغط على اختيار Charts على اليمين تظهر الشاشة الاتية:



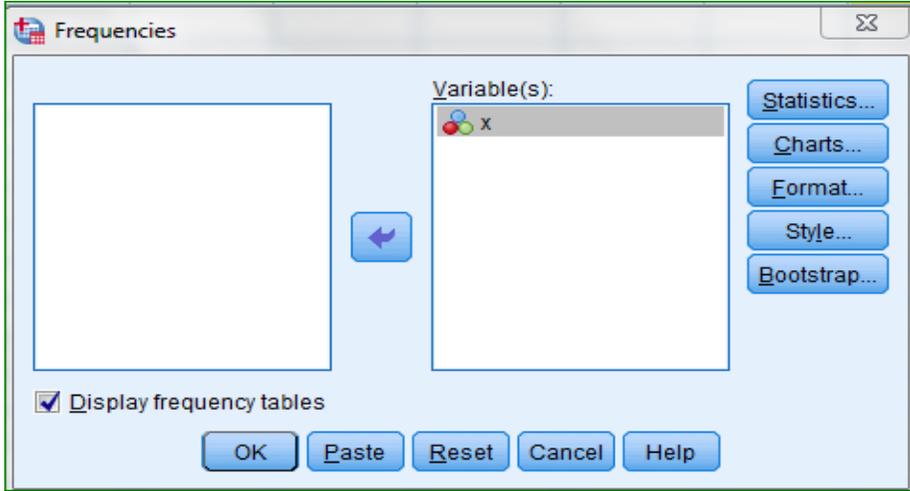
4. اضغط على Histograms و Show with normal curve
5. اضغط على Continue ثم اضغط Ok

المخرج:



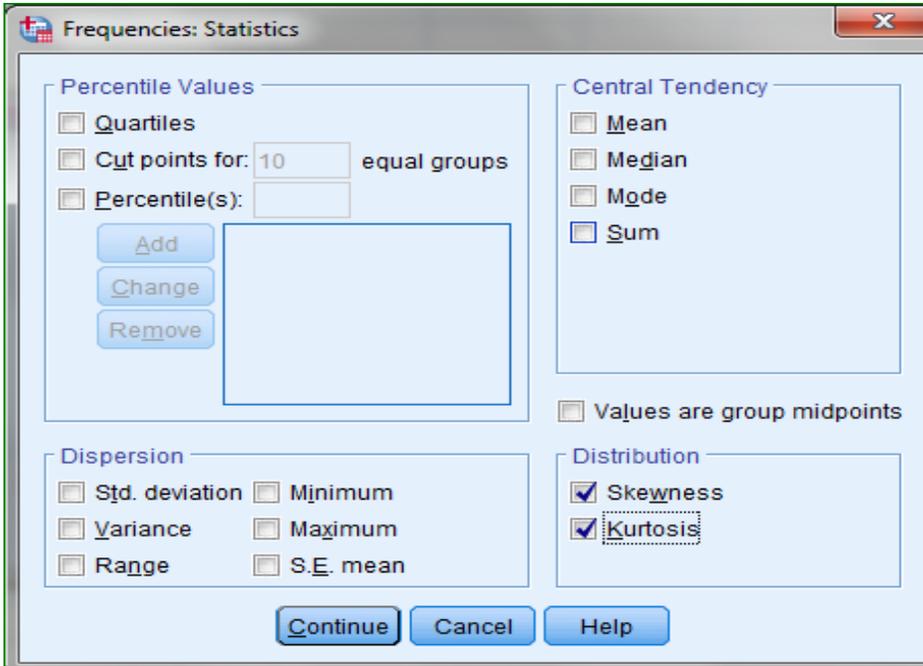
يظهر من المخرج ان المنحنى ملتوى ناحية اليمين بمعنى التواء موجب.
ويمكن تقدير مؤشرى التفرطح والالتواء فى البرنامج كالتالى:

Analyze→Descriptive Statistics→Frequencies



2. انقل المتغير x الى مربع Variables

3. اضغط على Statistics تظهر الشاشة:



4 . اضغط على Skewness ,Kurtosis

5. اضغط Continue ثم OK

Statistics

x

| | | |
|------------------------|---------|-------|
| N | Valid | 100 |
| | Missing | 0 |
| Skewness | | 2.164 |
| Std. Error of Skewness | | .241 |
| Kurtosis | | 8.447 |
| Std. Error of Kurtosis | | .478 |

المخرج: يتضح ان قيمة الالتواء = (2.164) اى زادت عن الواحد الصحيح بما يدل على وجود التواء وبما ان قيمته موجبة اذن هو التواء موجب وقيمة التفرطح = (8.447) اى زادت عن الواحد الصحيح بل قيمتها عالية جداً بما يدل على ان التوزيع ليس اعتدالى بل يوجد تفرطح وعليه فأن البيانات غير اعتدالية التوزيع. ويمكن تحويل قيم الالتواء والتفرطح الى قيمة Z لاختبار دلالتها الاحصائية لها حيث ان:

$$Z_{skew} = \frac{Skew}{SE_{skew}}$$

$$Z_{Kurt} = \frac{Kur-0}{SE_{Kur}}$$

حيث $Skew$ قيمة الالتواء و SE_{skew} الخطأ المعياري للالتواء و Kur قيمة التفرطح و SE kurt الخطأ المعياري للتفرطح على حدة وعلية فأن:

$$Z_{skew} = \frac{2.164}{0.241} = 8.979$$

$$Z_{kurt} = \frac{8.447}{0.478} = 17.671$$

لأختبار الدلالة الاحصائية للالتواء والتفرطح يتم مقارنة Z_{skew} و Z_{kurt} بـ 1.96 وهى قيمة Z لأختبار ذو ذيلين عند 0.05 او مقارنتها بـ 2.56 قيمة Z لأختبار ذو ذيل واحد عند 0.05 وعليه فأن:

$$1.96 < (8.979) \rightarrow Z_{skew}$$

$$1.96 < (17.671) \rightarrow Z_{kurt}$$

وإذا توجد دلالة احصائية لقيمتى الالتواء والتفرطح وعليه فأن التوزيع غير اعتدالى. ولكن عليك ان تكون حذراً عند استخدام اختبار Z لانه يعطى دلالة للعينات الكبيرة و ينصح (2014) Field بأستخدام Z فى حالة العينات الصغيرة والمتوسطة (50,100, 150) ولكن اذا زادت حجم العينة عن 200 فيفضل عدم الاعتماد على الدلالة الاحصائية لمؤشرى الالتواء والتفرطح والاعتماد على قيمتهما المطلقة.

الفصل الثالث

اختبار كاي تربيع (χ^2) لحسن المطابقة

Goodness-of-fit test

من أهم اختبارات الفروض للبيانات الفترية أو النسبية هي ANOVA ، T ، والارتباط وتحليل الانحدار، وتقع هذه الاختبارات تحت فئة الاختبارات البارامترية (المعلمية) لأنها تقوم حول اختبارات فروض لمعالم في المجتمع (متوسط - تباين - انحراف معياري)، وتفترض أن تكون البيانات اعتدالية التوزيع والقياسات فترية ونسبية، وعندما تقاس البيانات على مقياس اسمي أو رتبي، فإننا نحتاج إلى نوعية أخرى من اختبارات الفروض حيث يستخدم إحصاء لا يعتمد على تحليل التباين للبيانات حيث لا يكون للتباين أي معنى (مثل تباين الجنس، تباين مكان المعيشة). وفي مستوي القياس الاسمي نعلم على عدد للمشاركين أو المفردات في كل مستويات المتغير الاسمي بالتالي نحصل على تكرارات Frequencies مثل كم طالب اختار شعبة لغة انجليزية ولغة عربية ،الخ. وفي الاختبارات اللابامترية فإن المشاركين يتم تصنيفهم إلى تصنيفات فرعية مثل مرتفع - متوسط - منخفض الذكاء، لاحظ أن التصنيف يتضمن القياس على المستويات الاسمية والرتبية وبدورهما لا يعطوا قيم كمية لحساب المتوسط والتباين. وعلى ذلك فإن البيانات لكثير من الاختبارات اللابارامترية هي تكرارات مثل عدد الطلاب المقيدون في شعب أو كلية مثل كلية التربية مثلا (رياضيات- علوم - انجليزي) من إجمالي عدد المتقدمين 500 مثلاً.

وفي هذه المواقف البحثية حيث عد أو حساب التكرارات لمستويات المتغير أو تصنيفاته فإنه يستخدم نوعية أخرى من الاختبارات الإحصائية يطلق عليها بالاختبارات اللابارامترية (اللامعلمية) Nonparametric tests

الجدول: (1.3): تكرارات الطلاب على الشعب المختلفة

| الشعبة | انجليزي | لغة عربية | رياضيات |
|-----------------|---------|-----------|---------|
| التكرار الملاحظ | 20 | 10 | 30 |

اختبار كا² (χ^2) لحسن المطابقة

كما نعلم أن معالم مثل المتوسط والانحراف المعياري من اهم مؤشرات لوصف المجتمع ولكن يوجد مواقف يواجه فيها الباحثين اسئلة حول النسب أو التكرارات والتوزيع على سبيل المثال:

- هل عدد الذكور مساوياً لعدد الاناث في مهنة التدريس في المجتمع؟.
- في العشر سنوات السابقة هل يوجد تغير دال في نسبة الطلاب الملتحقين بكلية ما؟.

وبالتالي هذه النوعية من الاسئلة يمكن الاجابة عليه من خلال احصاء χ^2 لحسن المطابقة تستخدم النسب المتحصل عليها من العينة لاختبار فروض حول النسب المناظرة لها في المجتمع، وفي احصاء χ^2 الفرض الصفري يتحدد في ضوء النسب في كل تصنيف كما هو في المجتمع. فمثلا نختبر فروض حول 50% اناث مدرسات و50% ذكور مدرسين.

وبالتالي فإن الفرض الصفري يقع في احد التصنيفين الآتيين: تساوي النسب بين التصنيفات المختلفة للمتغير

| انجليزي | رياضيات | علوم |
|---------------|---------------|---------------|
| $\frac{1}{3}$ | $\frac{1}{3}$ | $\frac{1}{3}$ |

وبالتالي لا تفضيل لشعبة على اخرى، والفرض البديل هو أن التفضيلات للشعب مختلفة بمعنى أن افراد المجتمع لا تتوزع بالتساوي.

الهدف: يستخدم لاختبار فروض حول التعارض أو المقارنة بين التكرارات الملاحظة (المقاسة) والتكرارات المتوقعة في المستويات أو التصنيفات المختلفة للمتغير الاسمي. والتكرارات المشاهدة أو الملاحظة هي التكرارات الموجودة أو المقاسة فعلاً وواقعياً على مستويات المتغير، وعليه فإن هذا الاختبار يستخدم لاختبار فروض حول متغير تصنيفي وحيد بمستويات عديدة، فمثلاً قبل اختيار الشعبة من قبل الطلاب فاننا نتوقع أن يتوزع الـ30 طالب الملتحقين بالكلية الى 15 طالب في كل شعبة (شعبتين) وهذا يطلق عليه التكرار المتوقع (15، 15) بينما المشاهد (10، 20) بالتالي تستخدم احصاء χ^2 لاختبار ما اذا كانت التكرارات الملاحظة (20 - 10) تتطابق مع ما نتوقعه (15، 15).

اختبارات الفروض لقضية بحثية: (Privitera, 2015)

قام فريق بحثي في مجال العلوم العصبية والسلوكية بدراسة هدفت إلى معرفة مدى قدرة الأفراد على استرجاع أحلامهم بعد الاستيقاظ، وأجرت الدراسة على 80 مشارك حيث ينامون في معامل تجريبية. وقام الباحثون بسؤال المشارك بمجرد الاستيقاظ ما إذا كانوا لديهم قدرة على استرجاع أحلامهم (تصنيف 1) أو عدم القدرة على استرجاع (تصنيف 2) وغير متأكد (تصنيف 3). وفي ضوء الدراسات السابقة توصل الباحثون 80% يسترجعوا أحلامهم ، 10% لا يسترجعوا ، 10% غير متأكدين، وكانت نتائج التجربة كالآتي:

الجدول (2.3) : استدعاء الأحلام لعينة (80).

| المجموع | استدعاء الأحلام | | |
|---------|-----------------|-----------|--------|
| | غير متأكد | لا يستدعي | استدعي |
| 80 | 10 | 12 | 58 |

التكرار الملاحظ

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل يوجد تطابق بين التكرار المشاهد (قياسات العينة) والتكرار المتوقع (الدراسات السابقة) لمدى استرجاع احلام اليقظة؟.

2. فرض البحث: يوجد فرضين بحثين هما (على الباحث اختيار احدهما):

• يوجد تطابق بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة لمدى استرجاع احلام اليقظة.

• لا يوجد تطابق (تعارض أو اختلاف) بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة للقدرة على استرجاع أحلام اليقظة.

3. متغيرات البحث: يوجد متغير القدرة على استرجاع احلام اليقظة وهو متغير اسمي بثلاث مستويات:منفصل - تصنيفي.

4. النموذج الاحصائي: احصاء المتغير الواحد، والاحصاء المستخدم لابارامتري والاختبار الاحصائي: احصاء χ^2 لحسن المطابقة.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية: في هذا الاختبار لا يتم صياغة الفروض الإحصائية في صورة رموز انما يتم التعبير عنها كلفياً.

• الفرض الصفري (H_0): النسب المتوقعة في كل تصنيف صحيحة أو التكرارات المتوقعة تتطابق مع التكرارات الملاحظة أو لا فروق بين النسب المتوقعة في كل التصنيفات.

• الفرض البديل (H_A): النسبة المتوقعة لا تتطابق مع التكرارات المشاهدة.

2. الاختبار الاحصائي المناسب ومسلماته: عند المقارنة بين التكرارات المتوقعة والتكرارات الملاحظة لمتغير اسمي يستخدم الاحصاء χ^2 لحسن المطابقة، وفي هذا الاحصاء يوجد مجتمعان المجتمع الأول لديه تكرارات مقاسة والمجتمع الثاني لديه تكرارات متوقعة وفي المثال السابق مجتمع لديه قياسات فعلية ومجتمع لديه نسب متوقعة.

ويوجد لهذا الاحصاء عدة مسلمات كما حددها (Dunn, 2001, Nolan & Heinzen, 2012):

- المتغير اسمي متعدد المستويات وعبارة عن تكررات.
 - كل فرد مستقل عن الافراد الاخرين بمعنى لا يوجد فرد واحد في تصنيفين معا وليست قياسات متكررة.
 - يتم انتقاء افراد العينة عشوائياً، اذا لم يتم اختبارها عشوائياً فانها تحد من القدرة التعميمية.
 - وجود حد ادني من الأفراد من التكرار المتوقع كل خلية في جدول الخلايا والقاعدة العامة الحد الأدنى 5 على الأقل ويفضل أن يكون 15.
- وفي المثال السابق تحققت معظم هذه المسلمات ما عدا عدم التأكد من العشوائية.

3. مستوى الدلالة الإحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث $\alpha = 0.05$ وتتحدد صيغة الاحصاء كالاتي:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

- f_o التكرارات المشاهدة في العينة والفرض الصفري
- f_e التكرارات المتوقعة

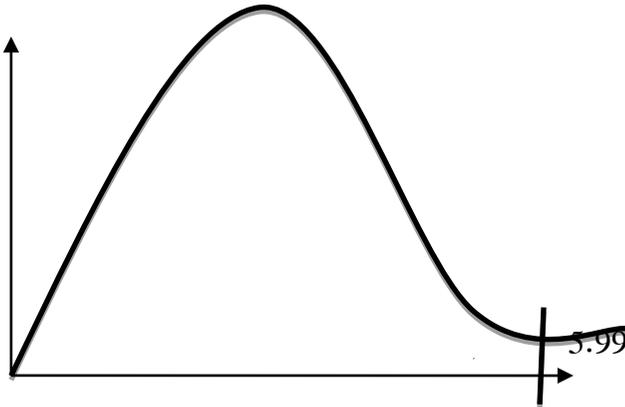
واحصاء χ^2 يقيس إلي اي درجة التكرارات المشاهدة f_o تتطابق مع التكرارات المتوقعة f_e .

التوزيع العيني ودرجات الحرية لـ χ^2

كما هو متوقع فإن بيانات العينة لايتوقع أن تكون تمثيلاً دقيقاً للمجتمع، وفي هذه الحالة فإن النسب والتكرارات المقاسة أو المشاهدة في العينة لا يتوقع أن تساوي تماماً النسب في المجتمع بالتالي يوجد اختلافات محدودة أو صغيرة بين f_o ، f_e بالتالي نحصل على قيم صغيرة لـ χ^2 وعلى ذلك يوجد مطابقة جيدة بين البيانات والفرض، وهذا يعني قبول الفرض الصفري، وعندما يوجد تناقضات أو اختلافات كبيرة بين f_e, f_o

بالتالي نحصل على قيم كبيرة لـ χ^2 بالتالي فإن البيانات لا تتطابق مع الفرض الصفري بمعنى رفض الفرض الصفري ولتحديد مما اذا كانت قيمة χ^2 كبيرة أو صغيرة فاننا نستخدم توزيع لـ χ^2 Chi-square distribution. وهذا التوزيع يتم بوضع مجموعة من قيم χ^2 لكل العينات العشوائية المحتملة عندما يكون H_0 صحيح وعلى ذلك فهو توزيع نظري محدد الخصائص جيداً.

وهذا التوزيع لـ χ^2 ملتوي التواء موجب، لاحظ أن القيم الصغيرة لـ χ^2 تكون قريبة من الصفر عندما يكون H_0 صحيح والقيم الكبيرة تقع على الجانب أو الذيل الايمن من المنحنى بمعنى رفض H_0 .

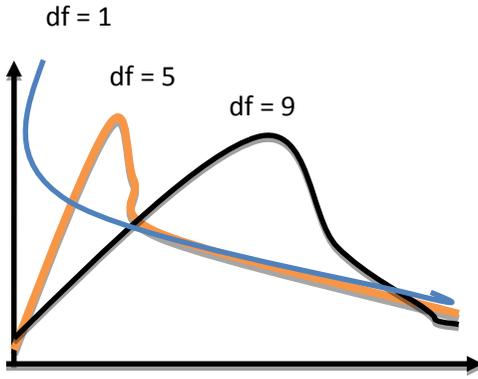


الشكل (1.3): التوزيع العيني لـ χ^2 (ملتوي التواء موجب).

بالتالي اذا كانت χ^2 المحسوبة اكبر أو تساوي 5.99 يرفض الفرض الصفري: χ^2 المحسوبة \leq χ^2 الحرجة (الجدولية) نرفض الفرض الصفري.

ويتساءل البعض هل توزيع χ^2 ذو ذيل واحد أو ذو ذيلين؟، الإجابة نحن نتعامل معه على أساس انه ذو ذيل واحد وفي حدود علم الباحث لا يمكن اختبار فروض ذو ذيلين بالنسبة لـ χ^2 وهذا يعتبر من أهم محدداته، ويوجد عامل آخر يلعب دوراً في شكل توزيع χ^2 وهو عدد تصنيفات المتغير، فالتصنيفات الأكثر تعطي احتمالية اكبر للحصول على مجموع عالي من قيم χ^2 فقيمته للمتغير له عشر تصنيفات اكبر من قيمتها لمتغير له ثلاث تصنيفات، بكلمات أكثر فنية فان قيمة χ^2 تتحدد عن طريق

درجات الحرية (df) degrees of freedom التي تتحدد بعدد تصنيفات أو مستويات المتغير الاسمي وهي كالآتي: $df = C - 1$ ، حيث C عدد مستويات المتغير. وعلى ذلك فان قيمة χ^2 تزيد وتتحو على الجانب الأيمن من المنحنى كلما زادت مستويات المتغير اى زيادة درجات الحرية. وفيما يلي عدة توزيعات لـ χ^2 باختلاف درجات الحرية:

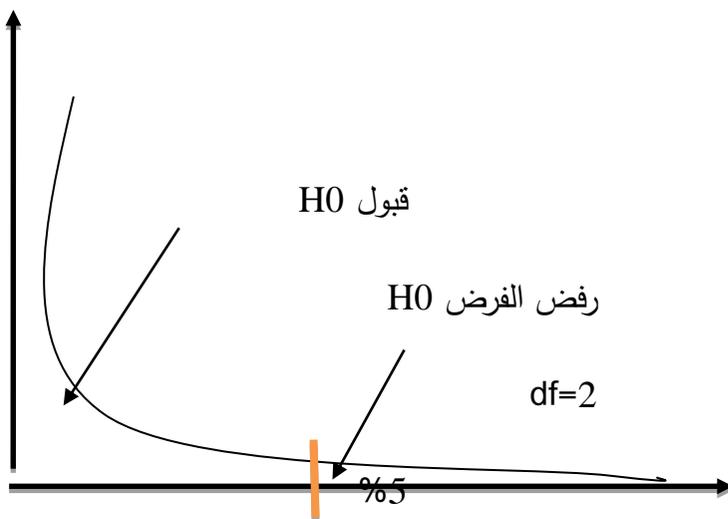


الشكل (2.3): اختلاف شكل توزيع χ^2 ختلاف درجات الحرية.

وفي المثال السابق فإن: $df = 3 - 1 = 2$ ، وبالتالي بالبحث في جدول وتوزيع (χ^2 انظر ملحق) وبدرجات حرية = 2 ومستوى دلالة احصائية = 0.05 فان:

القيمة الحرجة (Critical value) = 5.99

وبالتالي تكون منطقة الرفض لـ H_0 كالآتي:



والقيمة الحرجة هي نقطة قطع بين منطقة في التوزيع تمثل الفرض الصفري ومنطقة أخرى تمثل الفرض البديل.

4. الحسابات: لحساب χ^2 من المعادلة السابقة لابد من عدة خطوات كالآتي:

• حساب الفرق بين التكرار المشاهد f_o (البيانات) والتكرار المتوقع f_e (الفرض) لكل تصنيف $(f_o - f_e)$

• حساب مربع الفرق $(f_o - f_e)^2$ قيم موجبة.

• قسمة مربع الفرق على التكرار المتوقع $(f_o - f_e)^2 / f_e$

• إيجاد مجموع هذا الناتج لكل التصنيفات او الخلايا.

والتكرار المتوقع يقدم من خلال النسب المتوقعة في كل تصنيف. وفي المثال السابق 80 فرداً مشاركاً ويتوزعوا إلى 80%، 10%، 10% بالتالي فان التكرار المتوقع حاصل ضرب العدد الكلي من المشاركين (N) في النسبة المتوقعة في كل تصنيف (p): $f_e = NP$ والتكرار المتوقع هو قيمة نظرية قائمة على حجم العينة واحتمالية للمتغيرات في الدراسة. ففي ضوء البيانات ماذا سوف نتوقع؟، بينما التكرار الملاحظ أو المشاهد هو البيانات التي تم جمعها من العينة. ويطبق ذلك على المثال كالآتي:

| f_o | f_e | $(f_o - f_e)^2$ | $(f_o - f_e)^2 / f_e$ |
|-------|-------------------------|------------------|-----------------------|
| 58 | $80 * 80 \div 100 = 64$ | $(58 - 64) = 36$ | $36 / 64$ |
| 12 | $80 * 10 \div 100 = 8$ | $(12 - 8) = 16$ | $16 / 8$ |
| 10 | $80 * 10 \div 100 = 8$ | $(10 - 8) = 4$ | $4 / 8$ |

وعلى ذلك فان:

$$\chi^2 = 36/64 + 16/8 + 4/8 =$$

$$=0.56+2.0+0.50=3.06$$

5. **القرار والتفسير:** بمقارنة القيمة الحرجة 5.99 بالقيمة المحسوبة للاختبار 3.09 وحيث إن القيمة المحسوبة اقل من القيمة الحرجة إذا تقبل الفرض الصفري القائل بان تكرار استرجاع الأحلام بعد الاستيقاظ متطابق أو متماثل مع ما توقعناه.

كتابة نتائج اختبار χ^2 لحسن المطابقة وفقاً لـ APA

أوضحت النتائج انه التكرارات المشاهدة لأحلام اليقظة (استرجاع-لا-غير متأكد) للعينة تتطابق مع التكرارات المتوقعة: $\chi^2(2, N=80) = 3.06, P > 0.05$ حيث إن القيمة 2 تشير إلى درجات الحرية، N حجم العينة.

قضية أخرى (Dunn, 2001).

طلب أستاذ مقرر الاحصاء من 35 طالب في فصله ملئ استمارة تقويم المقرر. وكان السؤال الرئيسي "الإحصاء هي مادتي المفضلة في التيرم" وللإجابة تم وضع خمسة بدائل هي موافق بشدة، موافق، لم اقرر، وغير موافق، غير موافق بشدة وكانت استجابات الطلاب كالآتي:

موافق بشدة (17 استجابة)، موافق(8)، لم اقرر(3)، غير موافق (2)، غير موافق بشدة (5)

لاحظ إن المعلم عبر عن هذه البيانات في صورة تكرارات ولكن بنظرة سريعة على هذه البيانات يتضح إن غالبية الطلاب اختاروا البديلين الموافقة بشدة والموافقة. ولكن يريد الباحث التأكد ما إذا كانت توجد فروق بين التكرارات الملاحظة عن التكرارات المتوقعة؟، أو بكلمات أخرى هل توجد فروق لاستجابات الطلاب عبر التصنيفات الخمسة المختلفة؟، أو هل تكررات الطلاب في كل تصنيف من التصنيفات الخمسة متساوية في المجتمع؟.

خطوات اختبارات الفروض الصفيرية

1. الفروض الاحصائية:الفرض الصفري H_0 : لا فروق في تكرارات التصنيفات المختلفة أو لا فروق بين التكرارات المقاسه ونظيرتها المتوقعة في المجتمع .أو كل التكرارات في المجتمع عبر التصنيفات الخمسة متساوية.

ولكن ماذا لو كانت وجدت بيانات من نفس المجتمع ؟، كأن يوجد بيانات لطلاب العام الماضي، فان الفرض الصفري: لا فروق بين تكرارات تقييمات الطلاب في العام الحالي عن نظيرتها لدى طلاب العام الماضي.

الفرض البديل H_A : توجد فروق حقيقية أو جوهرية بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة.

ولاحصاء χ^2 لحسن المطابقه فان التكرار المتوقع:

$$f_e = \frac{\text{حجم العينة}}{\text{عدد مستويات المتغير}} = \frac{35}{5} = 7$$

ولانه يوجد 35 طالب ولا يوجد فرق بين تكرارات كل مستوى فان التكرار المتوقع هو توزيع استجابات العينة على المستويات الخمسة بالتساوي وهذا يعنى وجود 7 طلاب في كل استجابة كالاتي:

| موافق بشدة | موافق | إلى حد ما | غير موافق | غير موافق بشدة |
|------------|-------|-----------|-----------|----------------|
| 7 | 7 | 7 | 7 | 7 |

2. الاختبار ومسلماته:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

و درجات الحرية: $df=c-1=5-1=4$

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: تبني الباحث $\alpha=0.05$ ولتوزيع χ^2 وبالكشف

في جدول χ^2 يتضح إن: القيمة الحرجة (الجدولية) = 9.488

4. الحسابات:

| الاستجابة | fo | fe | fo-fe | (fo-fe) ² | fo - fe) ² /fe |
|------------------|----|----|-------|----------------------|---------------------------|
| موافق بشدة | 17 | 7 | 10 | 100 | 14.29 |
| موافق | 8 | 7 | 1 | 1 | 0.143 |
| إلى حد ما | 3 | 7 | -4 | 16 | 2.29 |
| غير موافق | 2 | 7 | -5 | 25 | 3.57 |
| غير موافق بشدة | 5 | 7 | -2 | 4 | 0.571 |
| المجموع Σ | 35 | 35 | 0 | | 20.86 |

وعليه فان :

$$\chi^2 = \sum \frac{(fo-fe)^2}{fe}$$

$$= 14.29 + 0.143 + 2.29 + 3.57 + 0.571 = 20.86$$

5. القرار والتفسير : بما ان χ^2 المحسوبة (20.86) < الجدولية χ^2 (9.488)،

وعليه نرفض الفرض الصفري بمعنى وجود فروق حقيقية بين التكرارات المقاسة والتكرارات المتوقعة لتقييم الطلاب لمقرر الاحصاء وكما هو واضح من البيانات والتكرارات المشاهدة إن الطلاب موافقين على إن الاحصاء هي مادتهم المفضلة في الترم.

6. حجم التأثير: لاختبار كاي لحسن المطابقة يقدر حجم التأثير من خلال معامل التوافق

$$w = \chi^2 / k(N-1)$$

• χ^2 القيمة المحسوبة، N حجم العينة، k عدد التصنيفات

وعليه فان:

$$w = \frac{20.86}{5(35-1)} = \frac{20.86}{170} = 0.122$$

وتتراوح قيمته من 0.0 الى 1.00، فالقيمة 0.0 تشير إلى أن نسب العينة تتساوى تماماً مع النسبة المفترضة أو المتوقعة بينما القيمة واحد تشير إلى نسبة العينة تختلف تماماً عن النسب المفترضة.

واقترح (1988) Cohen صيغه لتقدير حجم التأثير لاحصاء χ^2 لحسن المطابقة:

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}$$

$$\phi = \sqrt{\frac{20.86}{35}} = 0.77$$

واقترح إن $0.1 \leq \phi < 0.3$ حجم تأثير صغير، $0.3 \leq \phi < 0.5$ حجم تأثير متوسط، $\phi \geq 0.5$ حجم تأثير كبير.

7. القوة الاحصائية باستخدام برنامج **G-power**: لحساب القوة الاحصائية باستخدام

برنامج **G-Power** اتبع الاتي:

1. افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

2. اسفل Type of power analysis اختار:

3. اسفل Test family اختار

4. اسفل Statistical test اختار:

5. ادخل المعالم الاتية تحت Input parameters:

- حجم التأثير W كالاتي:

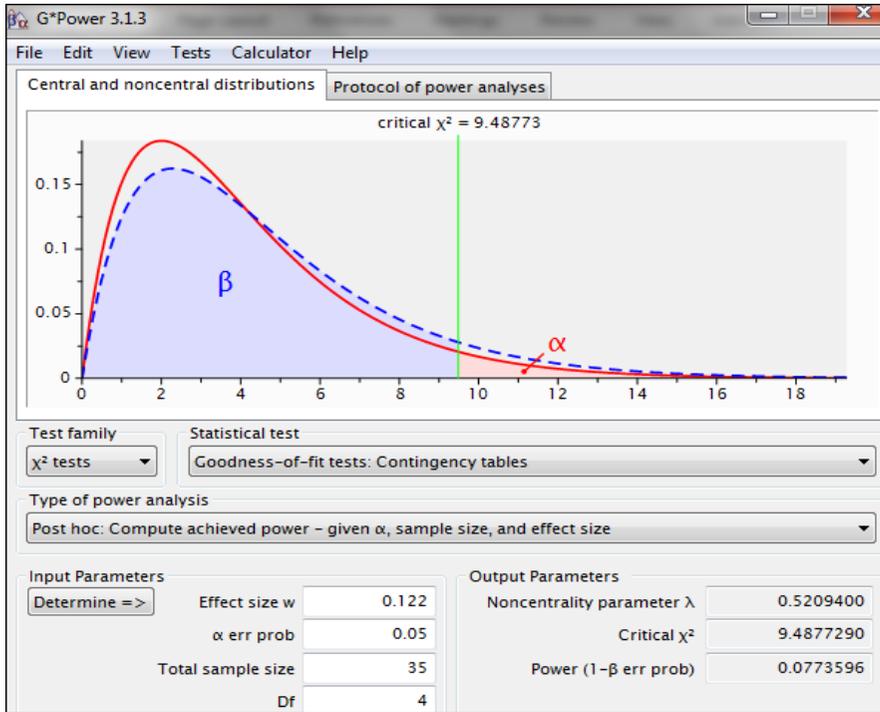
$$W = \frac{x^2}{k(N-1)} = \frac{20.86}{5(35-1)} = \frac{20.86}{170} = 0.122$$

- مستوى الدلالة الاحصائية: 0.05

- حجم العينة الاجمالي = 35، درجات الحرية = 4

| Input Parameters | |
|-------------------|-------|
| Determine => | |
| Effect size w | 0.122 |
| α err prob | 0.05 |
| Total sample size | 35 |
| Df | 4 |

6. اضغط Calculated تظهر المخرجات الاتية:



يتضح ان القوة الاحصائية = 0.077 وهذا درجة قوة ضعيف جداً.

التحليل البعدي لاحصاء χ^2 لحسن المطابقة

قيمة χ^2 لا تشير إلى أي تكرارات مستوى حدثت الدلالة الاحصائية، ولمعرفه تكرارات أي تصنيف حدثت الدلالة الاحصائية بمعنى أي التصنيفات كانت أكثر إسهاماً في

حدوث الدلالة اقترح (1994) Hinkle et al. حساب الباقي المعياري Standardized residual كالاتي:

$$SR = \frac{fo - fe}{\sqrt{fe}}$$

وعندما يزيد الباقي المعياري للتصنيف او الخلية عن 2.00 فيمكن للباحث ان يستنتج انها اكثر اسهاماً في دلالة χ^2 وفي المثال السابق يتضح ان الذي احدث الدلالة الاحصائية التصنيف الأول موافق بشدة والتصنيف الرابع غير موافق وبالتالي الدلالة لصالح موافق بشدة.

تنفيذ χ^2 لحسن المطابقة في SPSS (مثال Pivitera, 2014)

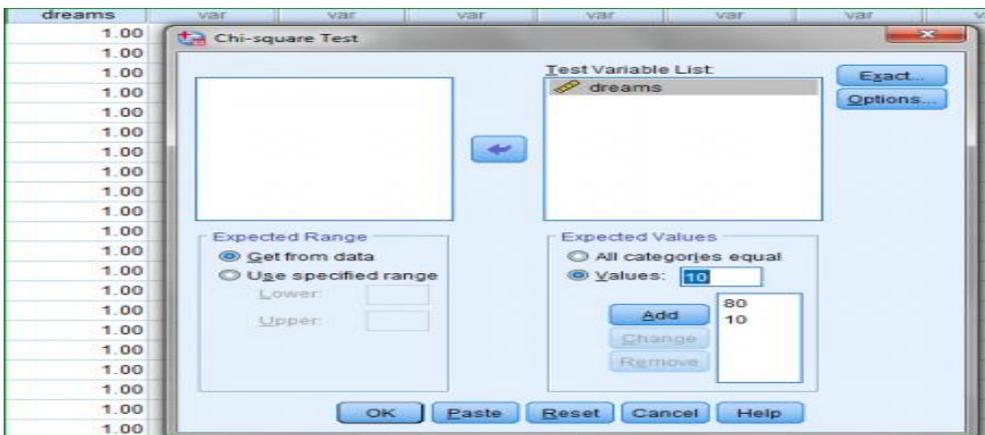
1. اولاً: ادخال البيانات: 1. افتح البرنامج IBM SPSS23 → All programs → Start

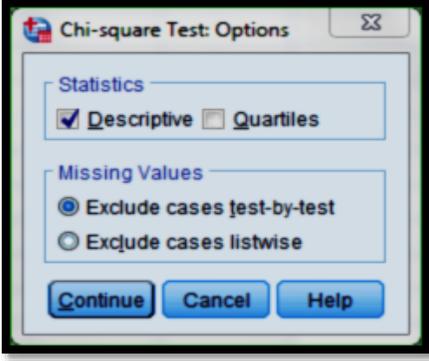
2. اضغط علي variable view واكتب مسمي المتغيرات تحت عمود Name ، اكتب المتغير الاول Dreams.

3. اضغط علي Data view اسفل الشاشة على اليسار يعطي شاشة ادخال البيانات

4. ادخل البيانات كالاتي: يستدعي = 1 ، لا يستدعي = 2 ، غير متأكد = 3

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط علي Analyze ثم Nonparametric tests ثم اضغط Legacy Dialogs ثم اضغط Chi-square تظهر الشاشة الآتية:

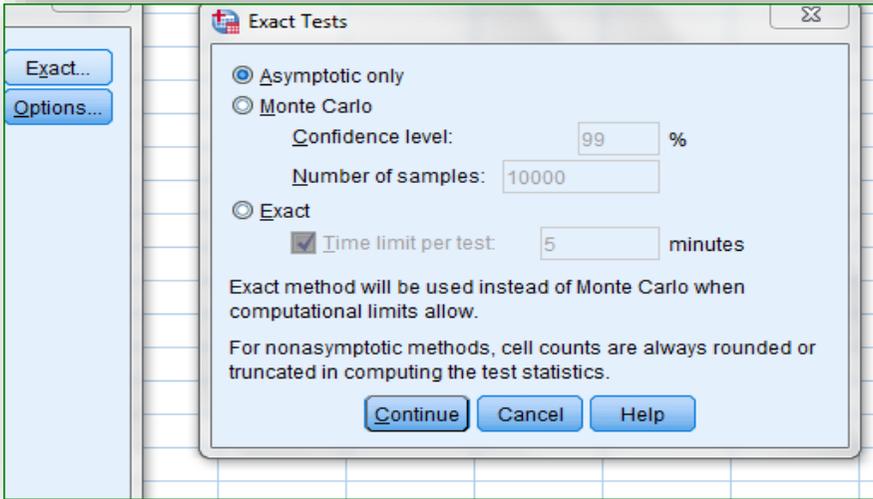




2. اضغط علي dreams في الجزء الايسر من الشاشة ثم انقله → الى مربع Test Variable وفي مربع Expected values نلاحظ ان بديل All categories equal نشطة وهي النسب المتوقعة تكون بالتساوي او يمكن تحديدها لكل بديل كما في المثال السابق من خلال تنشيط

Values ثم كتابة النسبة 80 ثم اضغط علي Add ثم كتابة 10 ثم اضغط Add ثم اضغط Add.

3. اضغط علي اختيار Exact يعطى الشاشة الاتية :



حيث يسمح بحساب دلالة χ^2 للعينات الصغيرة ، اضغط Exact

4. اضغط Continue

5. اضغط علي الاختيار Options تظهر شاشة اضغط علي اختيار Descriptive

6. اضغط Continue ثم اضغط OK

ثالثاً: تفسير المخرج: الجزء الاول : اعطي وصف احصائي كالاتي (أمر Descriptive):

```

NPAR TESTS
  /CHISQUARE=dreams
  /EXPECTED=80 10
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING ANALYSIS
  /METHOD=EXACT TIMER(5) .
    
```

NPar Tests

Descriptive Statistics

| | N | Mean | Std. Deviation | Minimum | Maximum |
|--------|----|--------|----------------|---------|---------|
| dreams | 80 | 1.4000 | .70442 | 1.00 | 3.00 |

حيث $N = 80$ وادني قيمة للمتغير 1 واقصي قيمة 3 والمتوسط والانحراف المعياري وهما ليس لهما معني لان المتغير تصنيفي.

• الجزء الثاني : اعطي:

Chi-Square Test

Frequencies

dreams

| | Observed N | Expected N | Residual |
|-------|------------|------------|----------|
| 1.00 | 58 | 64.0 | -6.0- |
| 2.00 | 12 | 8.0 | 4.0 |
| 3.00 | 10 | 8.0 | 2.0 |
| Total | 80 | | |

- Frequencies: حيث العمود الاول هي تصنيفات المتغير

- العمود الثاني Observed N: التكرار المشاهد (البيانات) (fo)

- العمود الثالث التكرار المتوقع (fe) ثم اعطي البواقي وهي ASR حيث تعتبر

بمثابة التحليل البعدي لاختبار χ^2 حيث اذا زادت قيمتها للخلية عن 2 فانها تعتبر

مسئولة عن حدوث الدلالة ان وجدت ويتضح ان قيمتها للخلية الاولي (58) 6.0 .

وللتانية 4.0 وللثالثة 2.0 وهذا يؤكد علي ان كل الخلايا مسئولة عن حدوث الدلالة

الاحصائية وهذا نتيجة للتفاوت الكبير بين التكرارات في الخلية الاولي وباقي الخلايا.

الجزء الثالث : اعطي الجدول الاتي:

Test Statistics

| | |
|-------------------|--------------------|
| | dreams |
| Chi-Square | 3.063 ^a |
| df | 2 |
| Asymp. Sig. | .216 |
| Exact Sig. | .232 |
| Point Probability | .020 |

a. 0 cells (0.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 8.0.

والملاحظ ان المخرج اعطي AsymP. = 0.216

Exact sig الدلالة لاحجام العينات الكبيرة و

الدلالة الاحصائية لاحجام العينات الصغير

(0.231) وهي غير دالة احصائياً

تنفيذ مثال (Dunn(2001) χ^2 لحسن المطابقة بطريقة

أخري

أولاً: ادخال البيانات : كما سبق ذكره في المثال السابق

ولكن المتغير هو statistics ويمكن تغير طريقة ادخال

البيانات كالاتى: يمكن تغيير ادخال البيانات في صورة

وزن تكرارات الحالات حيث يتم ادخال التصنيفات

وتكرارها كالاتى:

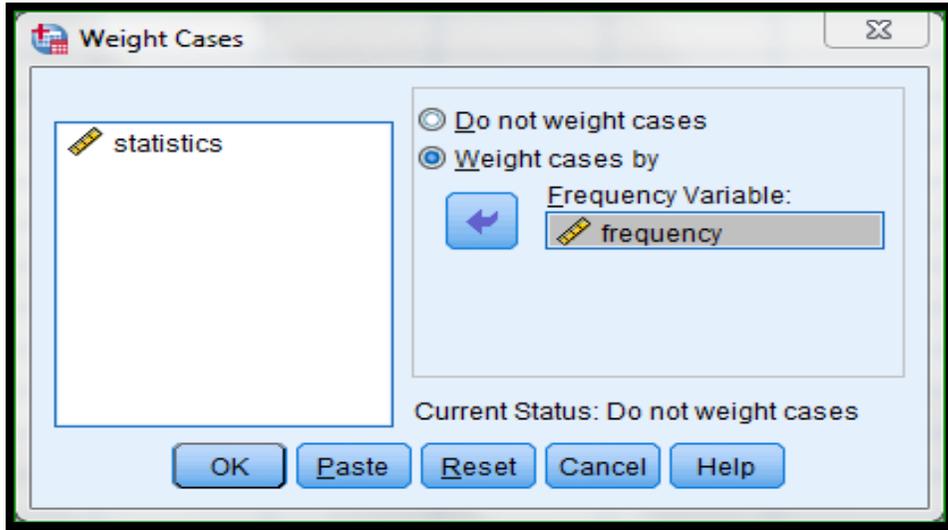
1. افتح ملف بيانات جديد.

2. ادخل البيانات في ضوء متغيرين هما المتغير الاول statistics والمتغير الثاني التكرار

Frequency كما في ملف البيانات الاتى:

| 5.00 | |
|------------|-----------|
| statistics | frequency |
| 5.00 | 17.00 |
| 4.00 | 8.00 |
| 3.00 | 3.00 |
| 2.00 | 2.00 |
| 1.00 | 5.00 |

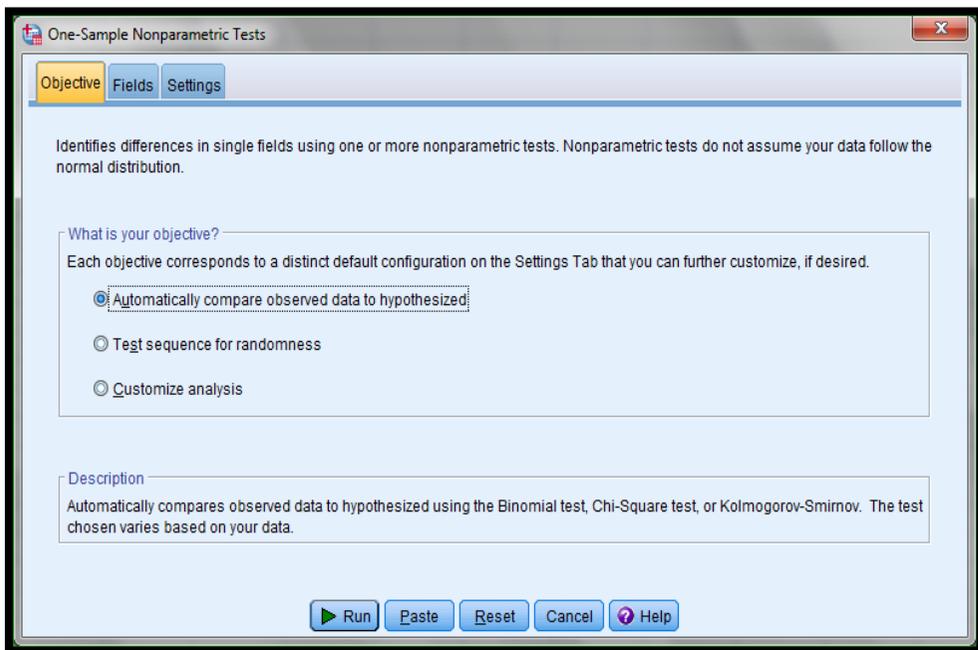
3. افتح قائمة Data واختار weight cases تظهر الشاشة الاتية :



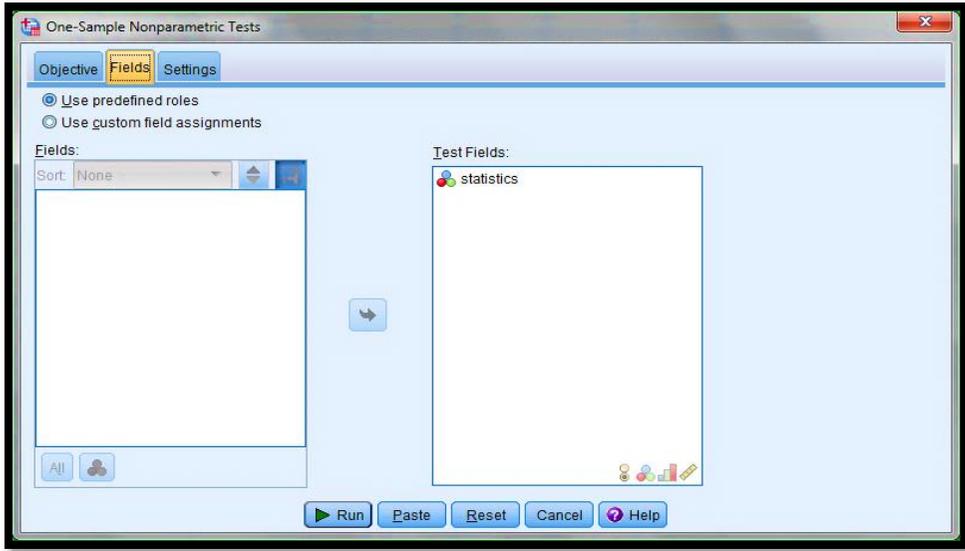
4. اضغط علي cases by weighted ثم انقل frequency الي مربع Frequency variables

5. اضغط OK

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Nonparametric Tests → One sample يعطي الشاشة الاتية:

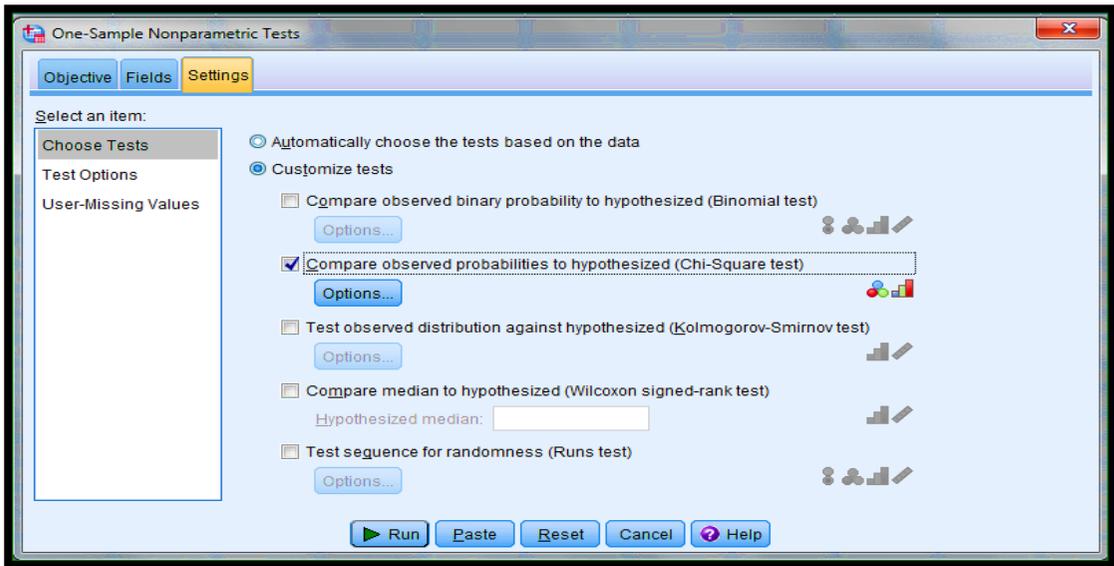


2. اضغط علي اختيار Fields اعلي الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



3. انقل متغير statistics الي مربع Test fields.

4. اضغط علي Settings اعلي الشاشة تظهر الشاشة الاتية:

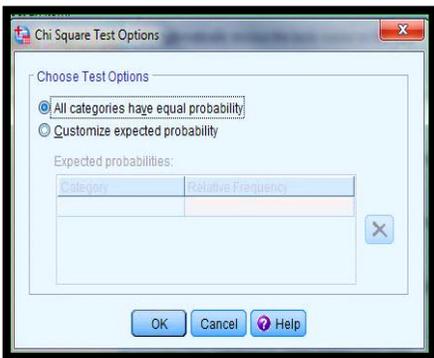


5. اضغط علي اختيار Customize tests ثم اختار

اختبار χ^2 البديل الثاني (اضغط علي امامه).

6. اضغط علي Options تحت هذا الاختيار تظهر

الشاشة الاتية:

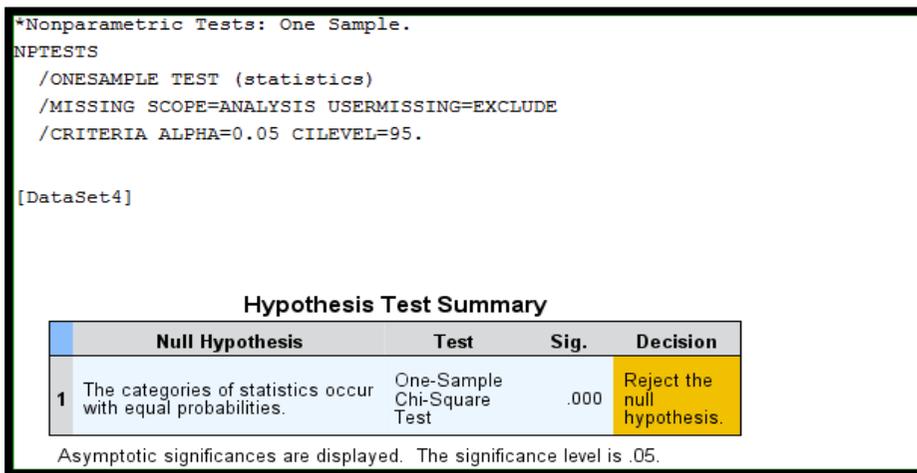


وإذا كان التصنيفات لها احتمال متساوي اختار

البدیل All categories have equal وإذا لم يكن متساوي كالمثال السابق اضغط
Customize expected probability

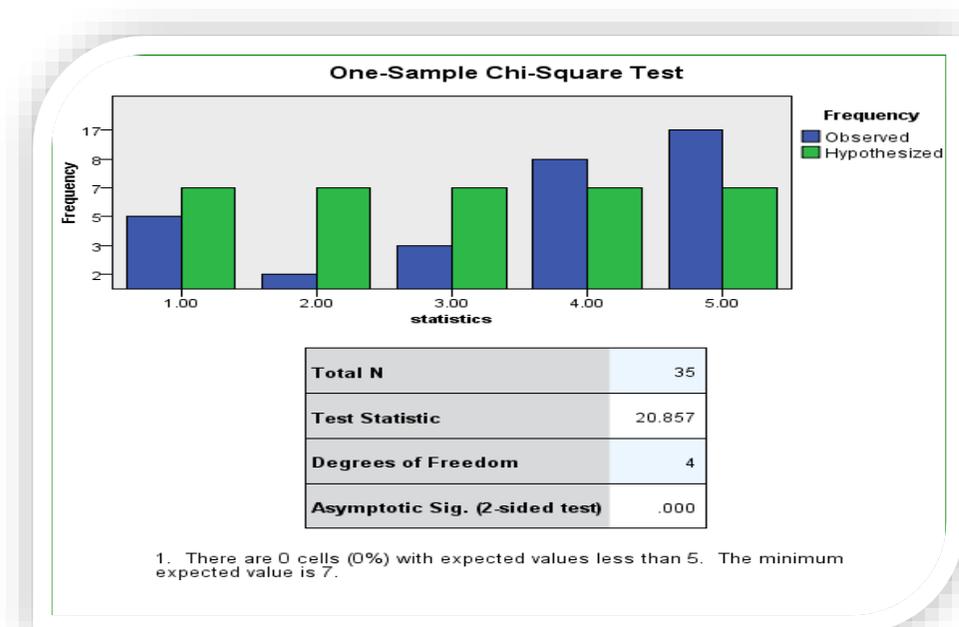
7. اضغط OK ، ثم اضغط Run

ثالثاً: تفسير المخرج :



حيث اعطي قيمة P وهي $Sig = 0.00$ ، وعليه فانه توجد دلالة احصائية لان :
 $.0.00 < 0.05$

اضغط مرتين بالموس على مربع الناتج السابق تظهر الشاشة الاتية:



ويتضح قيمة χ^2 المحسوبة = 20.857 و $\alpha > P = 0.000$, $df = 5-1 = 4$,
0.05 وهذا يعنى رفض الفرض الصفري بمعنى ان التكرارات المشاهدة تختلف عن
التكرارات المتوقعة، اي ان التكرارات المشاهدة لا تتطابق مع التكرارات المتوقعة
واعطى المخرج اسفل المخرج الاتى: 0% من الخلايا تمتلك تكرار متوقع اقل من 5
وان اقل تكرار متوقع هو 7 وهذا شرط من شروط χ^2 ان لا تقل عن 5. وكذلك التمثل
البياني للتكرارات المشاهدة والمتوقعة.

الفصل الرابع

اختبار كاي تربيع χ^2 لاستقلالية متغيرين تصنيفين

The Chi-Square Test for Independence

يستخدم احصاء كاي تربيع χ^2 لاختبار ما إذا كانت توجد علاقة بين متغيرين اسمين أو اختبار الاستقلالية أو الاعتمادية بين متغيرين تصنيفين في المجتمع وكل فرد في العينة يتم تصنيفه على المتغيرين التصنيفين وهذا يولد مصفوفة تكررات ثنائية فاكتر لاختبار الفروض حول التكررات المناظرة في المجتمع والقياسات في صورة تكررات، وليس من الضروري في احصاء χ^2 للاستقلالية تحديد المتغير المستقل والمتغير التابع فمثله مثل مقاييس العلاقة بيرسون وسبيرمان. وايضاً يتعامل مع متغيرين تصنيفين باى عدد من المستويات وفيما يلي امثلة لاستخدام كاي الاستقلالية:

مثال: في امتحان الإحصاء لمعرفة النجاح (ناجح - راسب) والجنس (الذكور والاناث):

| الجنس | ذكر | انثى |
|---------|---------|------|
| امتحان | 33 ناجح | 44 |
| الإحصاء | 20 راسب | 15 |

بالتالى فان الباحث مهتم ما إذا كان توزيع احد المتغيرين مقترن Contingent على المتغير الثاني وعلى ذلك يتم بناء جدول اقترانى Contingency table.

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Privitera, 2015)

قام باحث باجراء تجربة لاختبار فعالية العلاج الارشادى الاسرى في مقابل العلاج الارشادى القائم حول الفرد بذاته لحدوث تحسن في العلاقات الاسرية وفيما يلي بيانات التجربة:

الجدول (1.4): التكرارات المشاهدة لنوع البرنامج الإرشادي والتحسين

| التكرارات | النتائج | | المجموع |
|--------------|----------------|----|---------|
| نوع البرنامج | عائلي | 22 | 34 |
| الإرشادي | قائم حول الفرد | 31 | 76 |
| المجموع | | 53 | 110 |

لاحظ إن القيم في الخلايا هي تكرارات حيث 22 اخذوا البرنامج الإرشادي العائلي وحدث لهم تحسن.

الخطوات البحثية: 1. سؤال البحث: ما العلاقة بين البرنامج الإرشادي والتحسين؟، أو هل نوعية البرنامج الإرشادي وطبيعة التحسن متغيرين مستقلين؟.

2. فرض البحث: نوعية البرنامج الإرشادي والتحسين في العلاقات الاسرية متغيرين مستقلين أو لا ترتبط طبيعة التحسن بنوعية البرنامج الإرشادي، او نوعية البرنامج الإرشادي والتحسين في العلاقات الاسرية متغيرين معتمدين أو ترتبط طبيعة التحسن بنوعية البرنامج الإرشادي.

3. متغيرات البحث: نوعية البرنامج: مستقل - منفصل - أسمى - تصنيفي بمستويين، وطبيعة التحسن: تابع - منفصل - اسمي - تصنيفي.

4. النموذج الاحصائي: إحصاء النموذج البسيط أو Bivariate statistics ، والإحصاء المستخدم لابارامترى والاختبار الاحصائي: إحصاء χ^2 للاستقلالية

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية: تصاغ في صورة لفظية بدون معالم محددة وتصاغ للحالة في المجتمع.

الفرض الصفري (H_0): لا توجد علاقة بين نوع البرنامج الإرشادي والتحسين او نوع البرنامج الإرشادي وطبيعة التحسن مستقلين.

وفى صياغة الفرض الصفري الأول يبدو وجود تشابه مع فرض العلاقة.

الفرض البديل (HA): توجد علاقة بين نوع البرنامج الارشادى وطبيعة التحسن أو البرنامج الارشادى وطبيعة التحسن متغيرين معتمدين.

2. الاختبار الاحصائى ومسلماته: احصاء χ^2 ومسلماته هى:

• المتغيرين كلاهما اسمى.

• **استقلالية الملاحظات** : كل فرد يوجد في تصنيف أو خلية واحدة فقط وان

القياسات الملاحظة تولد تكررات لإفراد مختلفين.

• العشوائية Randomization : اختيار العينة عشوائياً من المجتمع.

• **حجم التكررات المتوقعة:** يوجد حد ادنى للتكرار المتوقع في كل خلية ويجب ان

لا يقل عن 5 او العينة الكلية خمس مرات عدد الخلايا (التصنيفات) بمعنى:

$$20=5 \times 4$$

ولكن في المثال السابق يوجد 110 فرد. وكما نعلم إن قيمة fe يجب إن لا تقل عن

5 لأنه بفرض ان $fe = 1$ وكانت $fo=5$ بالتالي فان إسهام الخلية في حساب كاي

$$\text{Cell} = \frac{fo-fe}{fe} = \frac{5-1}{1} = 16 \quad \text{تربيع:}$$

وعليه فان إسهامها كبير جداً في حساب χ^2 على الرغم من وجود أربعة نقاط فرق بينما

إذا كانت $fo=14, fe=10$ فان إسهام الخلية تكون:

$$\text{Cell} = \frac{fo-fe}{fe} = \frac{14-10}{10} = 1.6$$

لاحظ إن الفرق مازال أربعة نقاط ولكن الإسهام في هذه الحالة محدود، وعلى ذلك فان

القيمة الصغيرة للتكرار المتوقع لها تأثير كبير جداً على قيمة χ^2 المحسوبة من هنا

يحدث تشويه لقيمة χ^2 حيث تعطى قيمة غير قيمتها الحقيقية الفعلية، وعلى ذلك فان

احصاء χ^2 حساس جداً للتكرارات المتوقعة الصغيرة ولتجنب ذلك يجب استخدام عينات

كبيرة وأيضاً تُشوهه قيمة χ^2 إذا كانت التكرار المتوقع صغيراً حيث يحدث تضخم للخطأ من النوع الأول (رفض الفرض الصفري على مستوى العينة وهو حقيقي على مستوى المجتمع)، وتكون القوة الاحصائية للاختبار أكثر اشكالية مقارنة بتضخم الخطأ من النوع الأول (Howell, 2013)، وفي هذه الحالة ينصح باستخدام Fisher Exact test بدلا من χ^2 Pearson. واحد مميزات اختبار فيشر لا يعتمد على توزيع χ^2 ، وتوصل (Campbell 2007) إلى انه عندما يكون التكرار المتوقع 1 في احد الخلايا فانه يوجد تصحيح لـ χ^2 الاستقلالية كالآتي:

$$\chi^2_{adj} = \frac{\chi^2 + 2}{N - 1}$$

ويشير (Howell 2013) إلى وجود تصحيح لـ Yates ويطلق عليه Yates correction for Continuity خاصة عندما تكون التكرارات المتوقعة صغيرة وهو يتضمن تقليل القيمة المطلقة لكل بسط (fo-fe) قبل تربيعها.

وبعد تحقق هذه المسلمات فان χ^2 يقدر من بيانات العينة كالآتي :

$$\chi^2 = \sum \frac{(fo - fe)^2}{fe}$$

- fo التكرار الملاحظ الموجود في الخلايا.
- Fe التكرار المتوقع وهو يعكس التكرارات المتوقعة للمتغيرين في الجدول في المجتمع

$$fe = \frac{\sum c \times \sum r}{N} \quad \text{ويقدر كالآتي:}$$

$$fe = \frac{fc \times fr}{N}$$

- $\sum c$, fc مجموع تكرارات العمود.
- $\sum r$ ، fr مجموع تكرارات الصف.
- N العدد الاجمالي لإفراد العينة.

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: اعتمد الباحث على مستوى دلالة احصائية $\alpha = 0.05$ ولاختبار الدلالة الاحصائية لاحصاء χ^2 الاستقلالية فاندرجات حرية تتحدد بالاتي:

$$df=(c-1)(r-1)$$

• C عدد الأعمدة (columns) ، r عدد الصفوف (rows).

بالتالي فان درجات الحرية في المثال: $df= (2-1)(2-1) = 1$. والتوزيع العيني لـ χ^2 ذو ذيل واحد ويكون ملتوي ناحية اليمين وبالبحث في جدول χ^2 (انظر ملحق) بالاتي: $df=1$ ، $\alpha = 0.05$ ، $N=110$ ، فان: $\chi^2 = 3.84$ (الجدولية)، وتكون قاعدة القرار: اذا كانت χ^2 المحسوبة < χ^2 الجدولية (3.84) نرفض الفرض الصفري H_0 .

4. الحسابات:

| fo | fe | $(fo - fe)^2 / fe$ |
|----------|------------------------------------|--------------------------------|
| 22 | $\frac{34 \times 53}{110} = 16.38$ | $\frac{(22 - 16.38)^2}{16.38}$ |
| 31 | $\frac{76 \times 53}{110} = 36.62$ | $\frac{(31 - 36.62)^2}{36.62}$ |
| 12 | $\frac{34 \times 57}{110} = 17.62$ | $\frac{(12 - 17.62)^2}{17.62}$ |
| 45 | $\frac{76 \times 57}{110} = 39.38$ | $\frac{(45 - 39.38)^2}{39.38}$ |
| Σ | | 5.386 |

$$\chi^2 = \frac{(22-16.38)^2}{16.38} + \frac{(12-17.62)^2}{17.62} + \frac{(31-36.62)^2}{36.62} + \frac{(45-39.38)^2}{39.38}$$

$$= 1.928 + 1.793 + 0.863 + 0.802 = 5.386$$

5. القرار والتفسير: بمقارنة قيمة χ^2 الجدولية او الحرجة بقيمة χ^2 المحسوبة حيث :

χ^2 المحسوبة (5.386) < χ^2 الجدولية (3.84) وعليه نرفض الفرض الصفرى اى توجد علاقة بين نوع البرنامج ومستوى التحسن بمعنى ان المتغيرين معتمدين.

6. حجم التأثير Effect size: يوجد ثلاث قياسات هامة لقياس حجم التأثير لاختبار χ^2 للاستقلالية وهى (Privitera, 2015; Gravetter & Wallnau, 2014):

أ- نسبة التباين المفسر Proportion of explained variance: وهى بمثابة معامل التحديد Determination coefficient وتقدر بالمعادلة الآتية:

$$\phi^2 = \frac{\chi^2}{N}$$

حيث χ^2 قيمتها المحسوبة.

$$\phi^2 = \frac{5.386}{110} = 0.05$$

وعلى ذلك فان البرنامج الارشادى فسر 5% من التباين الكلى لمقدار التحسن فى المتغير التابع .

ب - معامل ارتباط فاي phi coefficient: ويتحدد بالمعادلة:

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}$$

$$\phi = \sqrt{\frac{5.386}{110}} = 0.224 \quad \text{وعليه فان :}$$

ويستخدم مؤشر ϕ اذا كان عدد مستويات المتغيرات التصنيفية اثنان فقط جدول (2×2). ويعتبر مؤشر ϕ هو معامل ارتباط ويقيس قوة العلاقة وبالتالي فهو مؤشر لحجم التأثير، وتفسر قيمته بنفس معايير معامل الارتباط ، فالارتباط 0.10 حجم تأثير ضعيف ، 0.30 حجم تأثير متوسط ، 0.50 فاكثر حجم تأثير كبير وفقا لـ (Cohen,1988).

أ- معامل كرامير **Cramer(V)**: يستخدم لحساب حجم التأثير عندما تزيد عدد تصنيفات او

مستويات احد المتغيرات عن مستويين ($2 <$) ويتحدد بالمعادلة: $V = \sqrt{\frac{x^2}{N \times df_{smaller}}}$

$$V = \sqrt{\frac{x^2}{N(k-1)}}$$

حيث $df_{smaller}$ درجات الحرية الاصغر (اصغر درجة حرية سواء $(c-1)$ او $(r-1)$)

او K اصغر قيمة لـ C او r ولـ x^2 (2×2) فان كلاً من درجات الحرية تساوى 1 ولذلك فان اصغر درجات حرية 1 .

وتقدر مؤشر V كالاتى:

$$V = \sqrt{\frac{5.386}{110 \times 1}} = \sqrt{0.05} = 0.224$$

وفيما يلى حدود القطع لتفسير معامل كرامير V وفقاً لـ (Cohen (1988):

الجدول (2.6): حدود القطع لحجم التأثير لمؤشر V Cramer.

| df | حجم التأثير | | |
|----|-------------|-------|------|
| | كبير | متوسط | صغير |
| 1 | 0.50 | 0.30 | 0.10 |
| 2 | 0.35 | 0.21 | 0.07 |
| 3 | 0.24 | 0.17 | 0.06 |

وعليه فان حجم التأثير فى المثال السابق هو من النوع الصغير او الضعيف وعلى ذلك فان فعالية البرنامج هى صغيرة فى حدوث تحسن للعلاقات الاسرية على الرغم من الدلالة الاحصائية العالية.

7. القوة الاحصائية باستخدام برنامج G-power

لحساب القوة الاحصائية باستخدام برنامج G-Power اتبع الاتى:

1. افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

2. اسفل Type of power analysis اختيار:

| |
|--|
| Type of power analysis |
| Post hoc: Compute achieved power – given α , sample size, and effect size |

| |
|----------------|
| χ^2 tests |
|----------------|

3. اسفل Test family اختيار

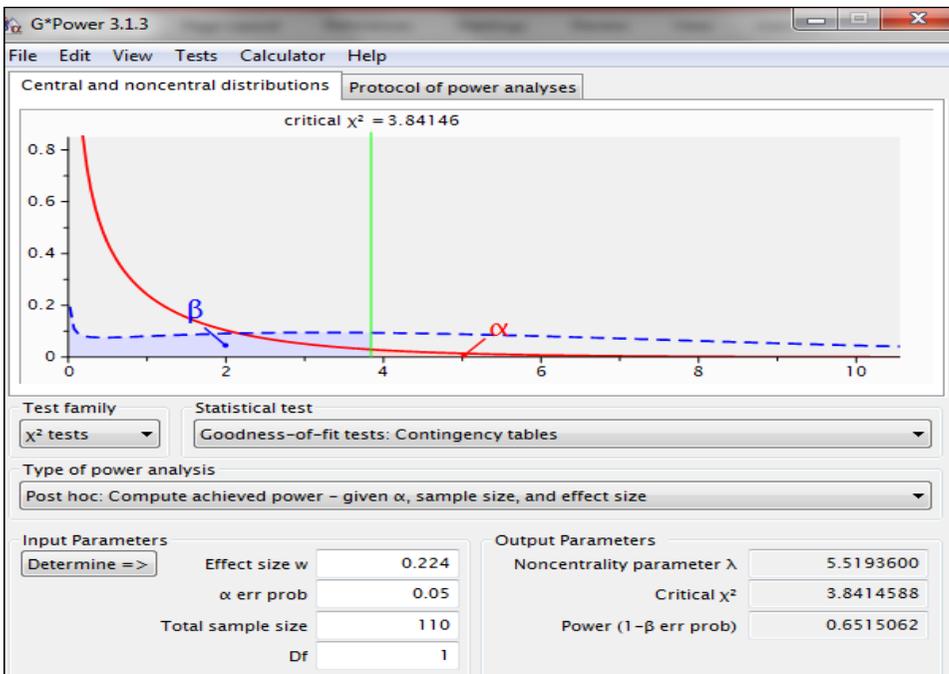
4. اسفل Statistical test اختيار:

| | |
|----------------|---|
| Test family | Statistical test |
| χ^2 tests | Goodness-of-fit tests: Contingency tables |

5. ادخل المعالم الاتية تحت Input parameters:

| | | |
|------------------|-------------------|-------|
| Input Parameters | | |
| Determine => | Effect size w | 0.224 |
| | α err prob | 0.05 |
| | Total sample size | 110 |
| | Df | 1 |

6. اضغط Calculated تظهر المخرجات الاتية:



يتضح ان القوة الاحصائية=0.651 وهو مستوى قوة متوسط وهذا ليس مرغوب في العلوم النفسية و السلوكية.

البواقى المعيارية المصححة (ASR) Adjusted standardized Residuals

القضية فى احصاء χ^2 عندما يوجد ثلاثة مستويات فأكثر للمتغير الاسمى، فاحصاء χ^2 الدالة احصائياً تعنى ان التكرارات الملاحظة فى خلية او اكثر هى المسئولة عن احداث هذه الدلالة ولمعرفة اى الخلايا التى احدثت هذه الدلالة يتم تقدير البواقى المعيارية المصححة ، ويتم تقديرها فى كل خلية كالاتى:

$$ASR = \frac{fo-fe}{SE}$$

حيث SE الخطأ المعيارى وعبر عنها (Hinkle et al. 1994) بالآتى:

$$SE = \sqrt{fe}$$

وتشير (Nolan & Heinzen 2012) الى ان هذا المؤشر نوع من الاحصائيات المشابهة لاحصاء Z لكل خلية، والقيمة المطلقة المرتفعة لهذا المؤشر تشير الى ان الفرق بين التكرارات المشاهده والتكرارات المتوقعة كبيرة، فالقيمة 2 فاكتر تشير الى ان الخلية تسهم فى حدوث الدلالة الاحصائية وبعض الاحصائيين يكونوا اكثر تحفظاً حيث يعتبروا القيمة 3 فاكتر فان الخلية اسهمت فى حدوث الدلالة الاحصائية. وحساب البواقى المصححة عملية معقدة بالحسابات اليدوية ولكن يتم حسابها باستخدام برامج الكمبيوتر مثل SPSS.

كتابة نتائج χ^2 فى تقرير البحث وفقاً لـ APA

اظهر احصاء χ^2 للاستقلالية وجود علاقة دالة احصائياً بين نوع البرنامج ومستوى

$$\chi^2(1, n = 110) = 5.386, p < 0.05, \text{التحسن}$$

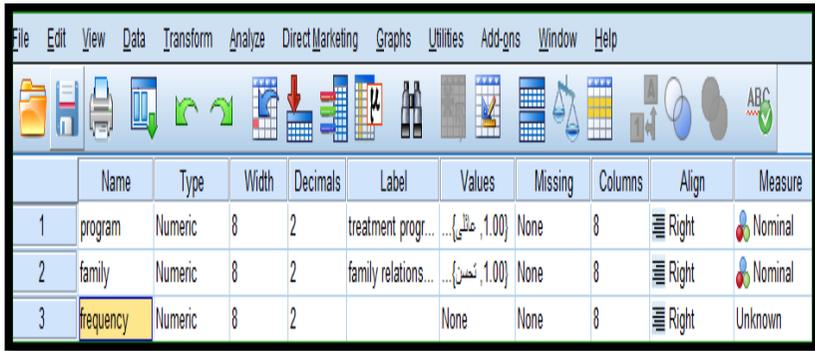
تنفيذ χ^2 الاستقلالية فى SPSS

Start → All programs → IBM SPSS 1. ادخال البيانات: افتح البرنامج
Statistics 23

2. تعريف او تسمية المتغيرات: وهي البرنامج Program و Family كالاتي:

ا- اضغظ Variable view

ب- اكتب اسماء المتغيرات تحت عمود Name



| | Name | Type | Width | Decimals | Label | Values | Missing | Columns | Align | Measure |
|---|-----------|---------|-------|----------|------------------------------------|--------|---------|---------|-------|---------|
| 1 | program | Numeric | 8 | 2 | treatment program... (عائلي, 1.00) | None | None | 8 | Right | Nominal |
| 2 | family | Numeric | 8 | 2 | family relations... (تحسن, 1.00) | None | None | 8 | Right | Nominal |
| 3 | frequency | Numeric | 8 | 2 | | None | None | 8 | Right | Unknown |

ج - تحت عمود Label اكتب برنامج العلاج program Treatment والعلاقات الاسرية Family Relations حتى تتذكر اسماء هذه المتغيرات كاملة لان البرنامج لا يقبلها كلها كمسما للمتغير.

د - تحت values المقابلة للبرنامج program حدد وعرف ان اكواد البرنامج: ← 1 عائلي، ← 2 قائم حول الفرد. وهكذا للعلاقات الاسرية: ← 1 تحسن، ← 2 لا تحسن.

(لاحظ ان البرنامج يقبل تحديدهما باللغة العربية ايضاً)

هـ- تحت عمود Measure اختار البديل Nominal لان المتغيرين من مستوي اسمي.

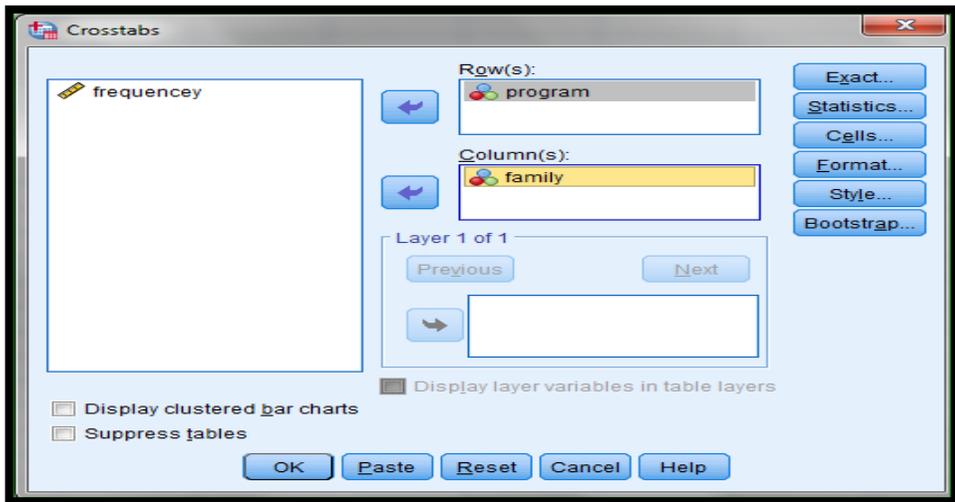
2. اضغظ علي ايقونة Dataview اسفل الشاشة على اليسار. تظهر شاشة البيانات حيث يوجد المتغيرين لكل منهما عمود.

ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة Weight cases

تم تسمية المتغيرات Family ، Program وويضاف متغير ثالث وهو Frequency،
ثم يتم ادخال تصنيفات المتغيرين كالاتي كما يظهر في الشاشة:

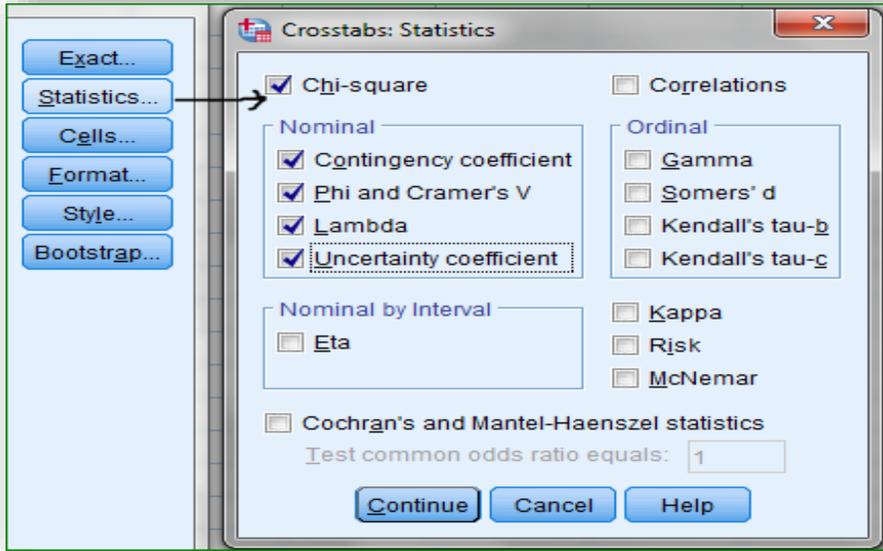
| | program | family | frequency | var |
|---|---------|--------|-----------|-----|
| 1 | 1.00 | 1.00 | 22.00 | |
| 2 | 1.00 | 2.00 | 12.00 | |
| 3 | 2.00 | 1.00 | 31.00 | |
| 4 | 2.00 | 2.00 | 45.00 | |
| 5 | | | | |
| 6 | | | | |
| 7 | | | | |

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Crosstabs تظهر
الشاشة الاتية:



2. اضغط علي Program وانقله → الي مربع الصف Row(s) وانقل family الي العمود
column (s).

3. اضغط علي الاختيار statistics تظهر الشاشة الاتية:



- اضغط علي Chi square لحساب قيمتها وهي χ^2 pearson

- في مربع Nominal اضغط علي الخيارات :

- Phi and Cramer's V: مقياس قوة العلاقة او حجم التأثير للمتغيرات التصنيفية
 2 x 2 ، ذلك لان χ^2 لا تحقق هدفنا في قياس العلاقة. ولقياسها لجدول 2 x 2
 يستخدم ϕ واذا زادت مستويات أحد المتغيرات عن 2 يستخدم Cramer's V

- Contingency coefficient : بعض الاحصائيون يقترحون استخدام معامل التوافق او الاقتران بدلاً من ϕ ويقدر كالاتي:

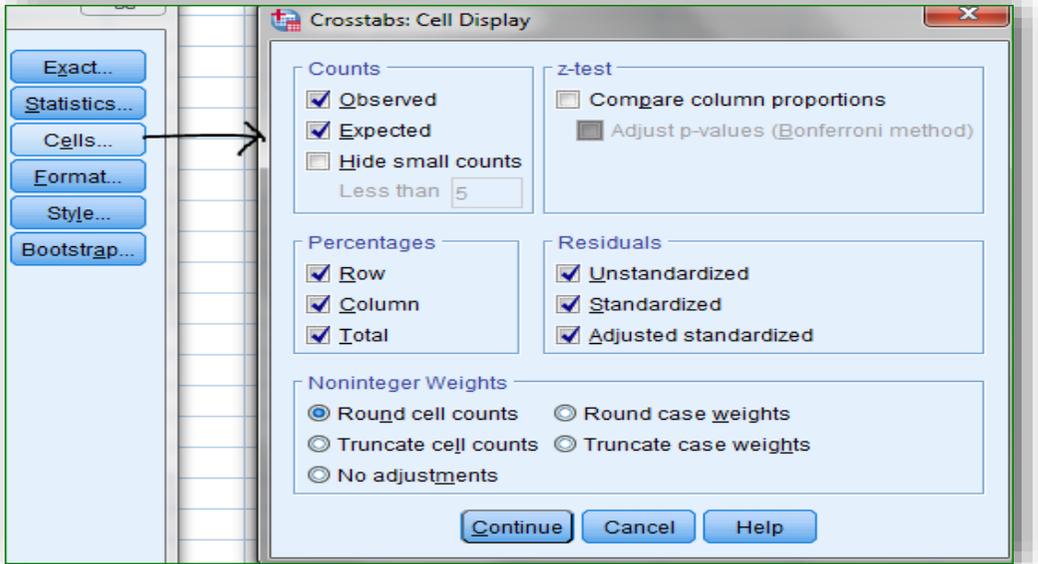
$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + N}}$$

وتتراوح قيمته من 0.0 الي الواحد الصحيح وعكس ϕ فان معامل C لا يمكن ان تزيد قيمته عن 1.00 وعلي ذلك يمكن اعتبار C مقياس للعلاقة و ϕ مقياس للعلاقة وايضاً لقوة العلاقة.

- اضغط علي Lambda : يستخدم لامكانية ان احد تصنيفات المتغيرات تصلح للتنبؤ بتصنيفات المتغير الاخر والقيمة I تشير الي ان احد المتغيرات منبأ وبدرجة تامة للمتغير الاخر بينما القيمة صفر العكس.

4. اضغط Continue.

5. اضغط علي اختيار الخلايا Cells يعطي الشاشة الاتية (منشطة):

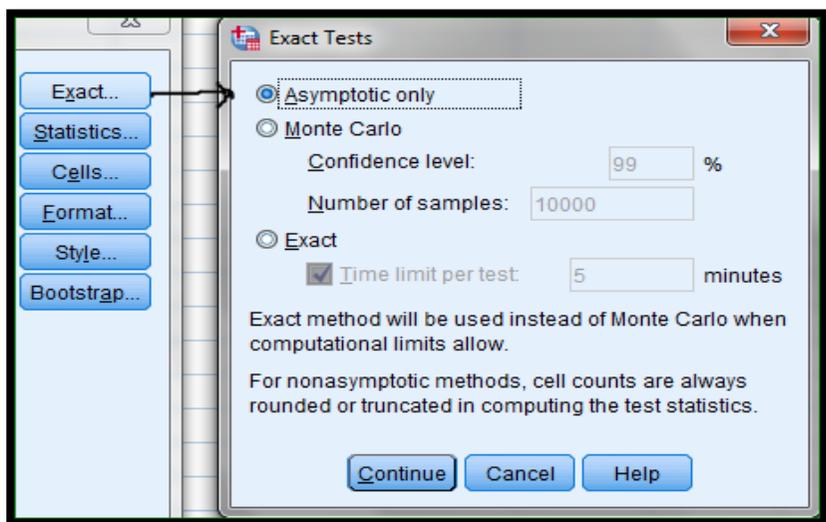


- اضغط علي Observed و Expected ولاحظ ان القاعدة في جداول 2×2 ان لا تقل احد القيم المتوقعة لـ χ^2 عن 5 وفي الجداول الكبيرة (4×4 , 6×6 , 5×5) ان لا تقل 20% من القيم المتوقعة في الخلايا عن 5.

- اضغط في مربع النسب المئوية Percentages لـ row و column والكلية Total لانها تعطي فكرة عن مدي اسهام الخلايا في الدلالة وايضاً في مربع Residual اضغط علي Standardized وكذلك البواقي المعيارية المصححة Adjusted standardized لانها لو زادت قيمتها عن 2 للخلية فأنها تسهم في الدلالة الإحصائية.

6. اضغط Continue

7. اضغط علي اختيار Exact تظهر الشاشة الاتية:



لحساب اختبار Fisher Exact Test ويمكن اختيار هذا البديل اذا كان حجم العينة صغيراً أو توقعت أن يكون التكرار المتوقع في احد الخلايا منخفض.

- اضغط على Exact

8. اضغط Continue ثم Ok لتنفيذ الأمر.

ثالثاً: تفسير المخرج: الجزء الاول :

```

CROSSTABS
  /TABLES=program BY family
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CHISQ CC PHI LAMBDA UC
  /CELLS=COUNT EXPECTED ROW COLUMN TOTAL RESID SRESID ASRESID
  /COUNT ROUND CELL
  /METHOD=EXACT TIMER(5) .

```

Crosstabs

Case Processing Summary

| | Cases | | | | | |
|------------------|-------|---------|---------|---------|-------|---------|
| | Valid | | Missing | | Total | |
| | N | Percent | N | Percent | N | Percent |
| program * family | 110 | 100.0% | 0 | 0.0% | 110 | 100.0% |

عدد الحالات في التحليل Valid = 100 N ونسبتهم 100% وعدد الحالات الغائبة Missing = 0 ونسبتها 0.0%.

الجزء الثاني: اعطي جدول الاقتران كالاتي:

program * family Crosstabulation

| | | family | | Total | | |
|---------|-----------------------|-----------------------|-------|--------|--------|----|
| | | 1.00 | 2.00 | | | |
| program | 1.0 | Count | 22 | 12 | 34 | |
| | | Expected Count | 16.4 | 17.6 | 34.0 | |
| | | % within program | 64.7% | 35.3% | 100.0% | |
| | | % within family | 41.5% | 21.1% | 30.9% | |
| | | % of Total | 20.0% | 10.9% | 30.9% | |
| | | Residual | 5.6 | -5.6- | | |
| | | Standardized Residual | 1.4 | -1.3- | | |
| | | Adjusted Residual | 2.3 | -2.3- | | |
| | | 2.0 | Count | 31 | 45 | 76 |
| | | Expected Count | 36.6 | 39.4 | 76.0 | |
| | % within program | 40.8% | 59.2% | 100.0% | | |
| | % within family | 58.5% | 78.9% | 69.1% | | |
| | % of Total | 28.2% | 40.9% | 69.1% | | |
| | Residual | -5.6- | 5.6 | | | |
| | Standardized Residual | -.9- | .9 | | | |
| | Adjusted Residual | -2.3- | 2.3 | | | |
| Total | | Count | 53 | 57 | 110 | |
| | | Expected Count | 53.0 | 57.0 | 110.0 | |
| | | % within program | 48.2% | 51.8% | 100.0% | |
| | | % within family | 100.0 | 100.0 | 100.0 | |

| | | | |
|------------|-------|-------|--------|
| | % | % | % |
| % of Total | 48.2% | 51.8% | 100.0% |

حيث الخلية الاولي Program 1 والعائلي 1. أعطي عدة قيم هي :

- 22 التكرار المقاس لبيانات العينة ، Expected count 16.4 هو التكرار المتوقع في الخلية ، % within program 64.7% . هو ان نسبة الافراد الذين تحسنوا في العلاقات الاسرية من إجمالي الذين تلقوا العلاج العائلي

$$= \frac{22}{34 \text{ (مجموع الصف)}} = \frac{\text{عدد الذين تحسنوا}}{\text{اجمالي الذين تلقوا العلاج العائلي}} = 64.7\%$$

- 41.5% within family هي نسبة الافراد الذين اظهروا تحسن في العلاقات الاسرية من اجمالي الذين اظهروا تحسن في البرنامج (53) ككل :

$$= \frac{22}{53 \text{ (مجموع العمود)}} = 41.5\%$$

- 20.0% of total هي النسبة المئوية مقارنة بمجموع العمود وهو ان نسبة الذين اظهروا تحسن في العلاقات الاسرية مقارنة بإجمالي العينة في البرنامج او التجربة :

$$= \frac{22}{110} = 20.0\%$$

- Standardized Residual (1.4) : وهي البواقي في هذه الخلية حيث لم تزيد عن 2 بالتالي لم تسهم هذه الخلية في حدوث الدلالة الاحصائية

- Adjusted Residual (2.3) : والبواقي المعيارية المصححة زادت عن 2 بالتالي هذه الخلية اسهمت في حدوث الدلالة الاحصائية وعليك ان تعتمد علي البواقي المصححة وهكذا للاحصائيات في كل الخلايا.

ويمكن تفسير أحد الخلايا المقابلة ل total بالنسبة 57 كالآتي:

- Within program 5.18 % : هو نسبة الذين لم يظهروا تحسن في البرنامج من اجمالي

$$= \frac{57}{110} = 51.8\% \text{ : العينة}$$

• Within family 100 % : نسبة الذين لم يظهروا تحسن من اجمالي الذين لم يظهروا

$$= \frac{57}{57} = 100 \% \text{ :تحسن}$$

الجزء الثالث : احصائيات Chi-square test:

| Chi-Square Tests | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|----|---|-----------------------------|------------------------------------|
| | Value | df | Asymptotic Significance (2-sided) | Exact Sig. (2- sided) | Exact Sig. (1- sided) |
| Pearson Chi-Square | 5.382 ^a | 1 | .020 | .024 | .017 |
| Continuity Correction ^b | 4.466 | 1 | .035 | | |
| Likelihood Ratio | 5.433 | 1 | .020 | .024 | .017 |
| Fisher's Exact Test | | | | .024 | .017 |
| Linear-by-Linear Association | 5.333 ^c | 1 | .021 | .024 | .017 |
| N of Valid Cases | 110 | | | | |

b. Computed only for a 2x2 table

c. The standardized statistic is 2.309.

• Pearson Chi-square = 12.12 هي القيمة المحسوبة وهي تفحص العلاقة

بين متغيرين تصنيفيين وايضاً تختبر ما اذا كان المتغيرين مستقلين

$$df=(2-1)(2-1)=1$$

• Asymptotic significance = 0.02 وعليه $0.05 > P(0.02)$

وعلى ذلك نرفض الفرض الصفري وهو ان البرنامج و التحسن فى العلاقات الاسرية متغيرين معتمدين.

• Exact sig. قيمة P عندما يكون حجم العينة صغيراً وايضاً يتم عرض مجموعة

أخري من الاحصائيات وهي:

Continuity correction or corrected Pearson Chi-square test •

وقيمتها قريبة لـ χ^2 Pearson وذلك هي قيمة تصحيحية لـ χ^2 لأنها تتجه ان تعطي قيم دالة وتزيد بالتالي من قيمة الخطأ من النوع الاول ولذلك يوجد لها تصحيح هو Yates Continuity Correction وتقدر كالاتي:

$$\chi^2 = \sum \frac{[(fo-fe)-0.5]^2}{fe}$$

$$\chi^2 = \sum \frac{[(22-16.4)-0.5]^2}{16.4} + \frac{[(12-17.6)-0.5]^2}{17.6} + \frac{[(31-36.6)-0.5]^2}{36.6} + \frac{[(45-39.4)-0.5]^2}{39.4} = 4.433$$

لاحظ ان قيمة هذا التصحيح أقل من χ^2 Pearson وزادت قيمة $P = 0.035$ بمعنى ان χ^2 لها قدرة علي رفض الفرض الصفري اكبر من تصحيح Continuity علي رفضه ولذلك لا يفضل استخدامها لانها كثيرة التحفظ في كثيراً من التطبيقات لكن يفضل استخدامها عندما توجد تكرارات متوقعة أقل من 5 في الخلية.

• Likelihood Ratio وقيمتها قريبة تماماً من χ^2 Pearson كذلك قيمة P المقابلة لها ويفضل استخدامها اذا كان حجم العينة صغيرة.

• Fisher Exact Test هي ايضاً احد الصيغ التي يفضل استخدامها عندما توجد العديد من التكرارات المتوقعة في الخلية اقل من 5. وحيث $P = 0.024$ ونلاحظ ان قيمة P لها تساوت مع قيم P للاحصائيات السابقة لـ χ^2 وذلك لانه لا توجد تكرارات متوقعة اقل من 5.

اختبارات النسبة الإحتمالية (LRT) Likelihood Ratio Tests

هي المدخل البديل لتحليل البيانات التصنيفية يتم في ضوء النسب الإحتمالية ، فمخرج SPSS لـ χ^2 يتضمن Likelihood Ratio Tests بجانب Standard Pearson chi-square، وفي العينات الكبيرة فإن قيمة الإختبارين متقاربة ولكن للعينات الصغيرة فإن χ^2 Pearson أفضل من χ^2 LRT (Agresti, 2002). ويستخدم χ^2 LRT النماذج اللوغارتمية الخطية Log-Linear Model لتحليل الجداول الإقترانية (2×2) وأكثر.

وتحدد قيمة χ^2 LRT بالمعادلة الآتية (Howell, 2013):

$$\chi^2 = 2 \sum f_{oi} \ln\left(\frac{f_{oi}}{f_{ei}}\right)$$

• f_{oi} , f_{ei} التكرارات الملاحظة والمتوقعة لكل خلية، In لوغاريتم (e)

ولتحليل الجدول الاقترانية (2X2) تستخدم الصيغة الآتية :

$$\chi^2 (r-1) (c-1) = 2 \sum f_{oij} \ln\left(\frac{f_{oij}}{f_{eij}}\right)$$

ولتوضيح حساب هذه الصيغه فيما يلي البيانات الآتية (Howell 2013) :

| المجموع | غير حامل | حامل | |
|---------|----------|------|----------|
| 284 | 251 | 33 | مكتب |
| 541 | 508 | 33 | غير مكتب |
| ٥82 | 759 | 66 | المجموع |

وعلى ذلك:

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \left[33 \ln\left(\frac{33}{22.72}\right) + 251 \ln\left(\frac{251}{43.28}\right) + 33 \ln\left(\frac{33}{43.28}\right) + 208 \ln\left(\frac{508}{497.72}\right) \right] \\ &= 2 [33 (0.3733) + 251 (-0.0401) + 33 (-0.2172) + 508 (0.0204)] \\ &= 2 [3.6790] = 7.358 \end{aligned}$$

وبما ان: χ^2 الجدولية = 3.84 = (df=1) وعليه:

χ^2 المحسوبة (7.358) < χ^2 الجدولية (3.84) إذا نرفض الفرض الصفري وعليه توجد

علاقة دالة احصائياً بين الحمل والإكتتاب او التكرارات الملاحظة أو المشاهدة تختلف عن التكرارات المتوقعة.

• **Linear-by-Linear association** وهي غير مناسبة لتحليل جداول البيانات

الكيفية.

وفي كل الاحوال فان قيمة χ^2 دالة عند 0.05:

Pearson $\chi^2 = 5.382$, P =0.024

Likelihood Ratio $\chi^2 (1, N = 110) = 5.433$, P = 0.20

الجزء الرابع : مقاييس الاتجاه Directional Measures

| Directional Measures | | | | | | | |
|----------------------|-------------------------|-------------------|-------|--|----------------------------|--------------------------|--------------------|
| | | | Value | Asymptotic Standardized Error ^a | Approximate T ^b | Approximate Significance | Exact Significance |
| Nominal by Nominal | Lambda | Symmetric | .115 | .061 | 1.738 | .082 | |
| | | program Dependent | .000 | .000 | . ^c | . ^c | |
| | | family Dependent | .189 | .099 | 1.738 | .082 | |
| | Goodman and Kruskal tau | program Dependent | .049 | .041 | | .021 ^d | .024 |
| | | family Dependent | .049 | .041 | | .021 ^d | .024 |
| | Uncertainty Coefficient | Symmetric | .038 | .032 | 1.183 | .020 ^e | .024 |
| | | program Dependent | .040 | .034 | 1.183 | .020 ^e | .024 |
| | | family Dependent | .036 | .030 | 1.183 | .020 ^e | .024 |

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
c. Cannot be computed because the asymptotic standard error equals zero.
d. Based on chi-square approximation
e. Likelihood ratio chi-square probability.

• مؤشر (λ) lambda في الجزء الاول حيث لو اعتبرنا البرنامج متغير تابع فان قوة العلاقة $\lambda = 0.00$ و قيمة $P = 0.000$ واذا ما اعتبرنا التحسن في العلاقات الاسرية تابع والبرنامج مستقل فان قوة العلاقة: $\lambda = 0.189 = 18.9\%$ ، وقيمة المؤشر اكبر وعليه فانه اذا ما اعتبرنا البرنامج مستقل والتحسن تابع افضل من ان نعتبر التحسن مستقل والبرنامج تابع.

• Asymmetric Lambda : مؤشر للنسبة المئوية للتحسن في التنبؤ بالمتغير التابع بينما Symmetric هي مقياس للنسبة المئوية للتحسن عندما يكون التنبؤ في الاتجاهين وهي: 0.115 (11.5%)

الجزء الخامس: مقاييس العلاقة Symmetric Measures:

| Symmetric Measures | | Value | Approximate Significance | Exact Significance |
|--------------------|-------------------------|-------|--------------------------|--------------------|
| Nominal by Nominal | Phi | .221 | .020 | .024 |
| | Cramer's V | .221 | .020 | .024 |
| | Contingency Coefficient | .216 | .020 | .024 |
| N of Valid Cases | | 110 | | |

اعطى مؤشرات حجم التأثير او مؤشرات العلاقة حيث:

- $\Phi = 0.221$ وعلی ذلك فان % 4.88 $(0.221)^2$ وهذا يعتبر حجم تأثير ضعيف من التباين المفسر لتكرارات التحسن فی العلاقات الاسرية يرجع الي البرنامج الارشادي.

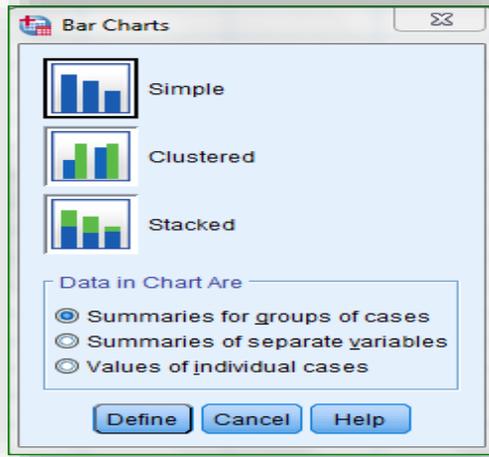
- $V = 0.221$ Cramer's وهي نفسها قيمة Φ ونفس التفسير ولكنها تختلف اذا كان مستويات احد المتغيرات تزيد عن 2

- Contingency Coefficient معامل التوافق = 0.216 ، وهي حجم العلاقة بين نوعية التحسن ونوع البرنامج و χ^2 تختبر الدلالة الاحصائية للعلاقة بين المتغيرين ولكنه لا يعطي حجم هذه العلاقة ولذلك اذا كانت قيمة χ^2 دالة احصائياً احسب معامل الاقتران (C) ونلاحظ ان قيمة معامل الارتباط دال احصائياً $0.020 < 0.05$.

لاحظ ان Φ و V هما مقياس لقوة العلاقة بين متغيرين تصنيفين بينما C مقياس لحجم العلاقة بين متغيرين تصنيفين. واذا استخدم مؤشر Φ لجداول اكثر من بعدين فربما لا تقع قيمة Φ بين 0.0 ، 1.00 بل تزيد لان قيمة χ^2 تزيد عن حجم العينة ولذلك يفضل استخدام مؤشر C .

عرض نتائج χ^2 في رسومات بيانية

اتبع الخطوات الاتية لعرض نتائج متغيرين كيفيين وهو اجراء Clustered Bar كالاتي:



1. اضغط

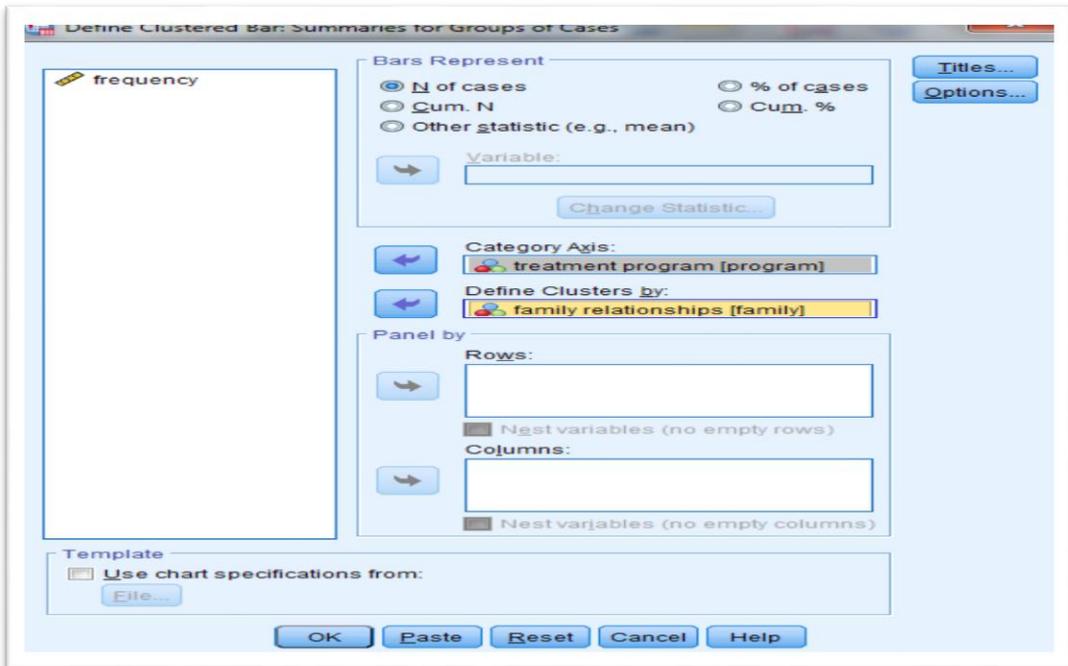
Graphs → Legacy Dialogs → Bar

الشاشة الآتية :

2. اختر Clustered ثم

Summaries For groups of cases

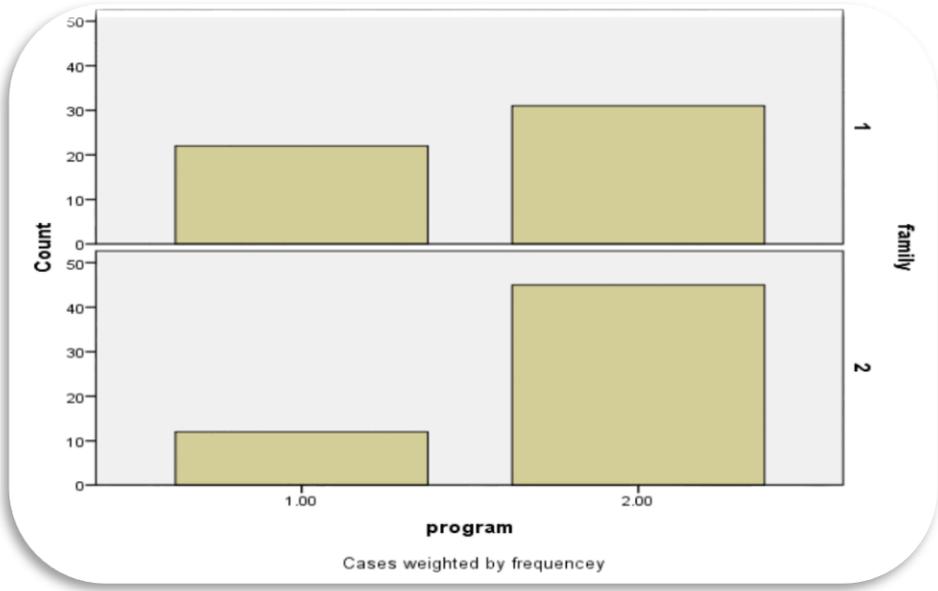
3. اضغط Define تظهر الشاشة الآتية:



4. اضغط علي متغير Program وانقله الي مربع Category Axis.

5. اضغط علي Family وانقله الي Define clusters By base.

6. اضغط OK نحصل علي المخرج الآتي :



حيث عرض في المحور السيني نوع البرنامج 1 (الاسري) ، 2 (حول الذات) والاعمدة تمثل مدي التحسن حيث اللون الازرق يمثل تحسن و 2 لا تحسن والمحور الصادي التكرارات لمدي التحسن وعدم التحسن. وفي البرنامج حول الذات مقدار لتحسن وهذا واضح من خلال طول او المستطيل افضل من التحسن باستخدام العلاج الاسري.

الفصل الخامس

اختبار Binomial test

يهدف هذا الاختبار الي معرفة ما اذا كان نسب الافراد في تصنيفات متغير ذو تصنيفين متساوية للقيم المفترضة بالتالي يستخدم لمقارنة التكرارات الملاحظة للتصنيفين للمتغير والاحتمالات المتوقعة المحددة من قبل الباحث اي انه يختبر ما اذا كانت نسب العينة في التصنيفين تختلف تماماً عن النسب المفترضة. وامثلة للمتغير ذو تصنيفين في حقل العلوم السلوكيه كثيرة الجنس (ذكر - انثي)، والحالة التعليمية (امي - متعلم)، والحالة الاجتماعية (متزوج - اعزب)، وغيرها، وعلي ذلك فان معظم القياسات لهذه المتغيرات في المجتمع تقع في احد التصنيفات. فاذا كانت احد النسب في احد التصنيفات هي p فان نسبة التصنيف الاخر $(1-p)$ ، وفي كثير من التصنيفات فان النسبة المفترضة هي 0.5 (50%) ويمكن تحديد النسبة المفترضة اكبر او اصغر من 0.5 في ضوء الدراسات السابقة او النظرية. وعلي ذلك فان اختبار Binomial يختبر مدي وجود مطابقه Goodness of fit بين النسبه المتوقعة والنسبه المقاسة في العينة العشوائية، ولذلك فهو مؤشر لحسن المطابقه مثل χ^2 ولكن فقط عندما يكون المتغير بتصنيفين فقط بينما χ^2 لتصنيفين فاكثر. ويستخدم اختبار Binomial في حالة تساوي النسب بين تصنيفي المتغير وايضاً في حاله عدم تساوي النسبة بين تصنيفي المتغير. وهذا الاختبار ذو توزيع ثنائي المنوال وذلك لاحجام العينات الصغيره ($N < 20$)، ولكن لاحجام العينات الكبيرة فان قيمة p الاحتمالية تكون تقريبا لتوزيع Z ، وعلي ذلك فان هذا الاختبار يتعامل مع بيانات او نواتج لاحد المجموعتين وهذه النواتج قائمة علي عدد معين من المحاولات (n) وهذه المحاولات تنبئ مع الخصائص الاتية:

1. يوجد عدد ثابت من المحاولات.
2. النواتج لكل محاولة تقسم في ضوء تصنيفين احدهما ناجح والاخر راسب مثلاً.
3. النواتج للمحاولات مستقلة.

4. احتمال النجاح هو واحد في كل المحاولات 50% وهذه المحاولات المتسلسلة تعرف بـ Bernoulli trails.

اختبارات الفروض لقضية بحثية: (Miller 2014)

اعطى معلم درس في حساب الاعداد لـ 20 طالب ثم اجري اختبار على مدى تذكر هذه الاعداد، وتوقع المعلم ان 80% من الطلاب سوف يكملون الامتحان بنجاح ووضع نقطة قطع (امتحان محكي) الذي يحصل على 80 فأكثر ناجح وفيما يلي درجاتهم :

9, 68, 69, 83, 92, 86, 82, 92, 79, 88, 77, 79, 77, 97, 99, 85, 76, 85,
75, 91

واراد اختبار ما اذا كان يوجد فروق بين نسب الطلاب الذين حصلوا على الدرجة 80 درجة عن 80% فأكثر عنها في المجتمع.

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل توجد فرق بين نسبة الطلاب الذين حصلوا على 80% فأكثر عن نسبة الطلاب الذين حصلوا على أقل من 80%؟.

2. فرض البحث: توجد فروق بين نسب الطلاب الذين حصلوا على 80% فأكثر و اقرانهم الذين حصلوا على اقل من 80%.

3. متغيرات البحث: النجاح اسمى - بمستويين (راسب- ناجح).

4. منهج البحث : منهج وصفي.

5. النموذج الاحصائي: نموذج المتغير الواحد ويتعامل حول نسب والاحصاء لابارامتري

والاختبار المناسب: Binomial test

خطوات اختبارات الفروض الصفرية: 1. الفروض الاحصائية: H_0 : لا فروق في نسب الطلاب الذين حصلوا على نقطة قطع 80 درجة فأكثر وهؤلاء الذين حصلوا على درجات اقل من 80 في المجتمع او كلاً من تصنيفي المتغير له نفس الفرصة والاحتمال للحدوث:

$$P < 80\%$$

HA : على الأقل 80% من الطلاب حصلوا على درجة اعلى من نقطة القطع 80 درجة في المجتمع او توجد فروق بين نسب الطلاب الذين حصلوا على نقطة قطع 80 درجة فأكثر وهؤلاء الذين حصلوا على درجات اقل من 80 درجة في المجتمع:

$$P \geq 80\%$$

2. الاختبار الاحصائي و مسلماته: الاختبار هو Binomial test وله عدة مسلمات كما أوضحها (Green & Salkin (2014) :

- العشوائية في اختيار العينة.
 - الاستقلالية بين الطلاب بعضهم البعض حيث ان درجة احد الطلاب لا تتاثر بدرجة طالب اخر في المجموعة او العينة.
3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: افترض الباحث ان مستوى الدلالة الاحصائية $\alpha = 0.05$ ، والباحث افترض 80% حصلوا على 80 درجة:

$$\text{فأكثر: } \frac{80 \times 20}{100} = 16$$

اذا يوجد اربعة طلاب حصلوا على درجة اقل من 80 وبالبحث في جدول Binomial ب N = 20 و X=4 (التكرار الاصغر).

4. الحسابات: نتائج العينة:

| | |
|---------------------|-------------------------|
| راسب اقل من 80(80%) | 80(80%) ناجح اعلى من 80 |
| 8 | 12 |

Category N observed prop

≤80 8 0.4

>80 12 0.6

بالبحث في جدول Binomial بالاتي: N = 20 ، X = 4 (التكرار الاصغر)

وفى مخرج SPSS فان $P = 0.000$ وعليه: $P < 0.05$ (0.0000) ، نرفض الفرض الصفري بالتالي يمكن القول بوجود فروق دالة احصائية بين نسب الطلاب الذين حصلوا على 80 درجة فأكثر واقرانهم الذين حصلوا على اقل من 80 درجة او على الاقل 80% من الطلاب حصلوا على درجة 80 فاكثر في المجتمع.

تقدر الدلالة الاحصائية في حجم العينات الكبيرة بانه من خلال اختبار z كالآتي:

$$Z = \frac{(Y \pm 0.5) - NP}{\sqrt{NPq}}$$

• N حجم العينة.

• Y التكرار الملاحظ للذين لم يختاروا البديل المرغوب او عدد الذين فشلوا او الاقل تكراراً.

• P نسبة النجاح، q نسبة الفشل.

ويستخدم $(Y + 0.5)$ اذا كان $Y < NP$ و $(Y - 0.5)$ اذا كان $Y > NP$

وعليه فان:

$$Z = \frac{(4 - 0.5) - 20(0.8)}{\sqrt{20 \times 0.2 \times 0.8}} = \frac{56}{\sqrt{3.2}}$$

6. حجم التأثير: يقدر من الآتي:

$$Es = P_{\text{observed}} - P_{\text{hypothesized}}$$

المتوقعة - المشاهدة

$$= 0.8 - 0.4 = 0.4$$

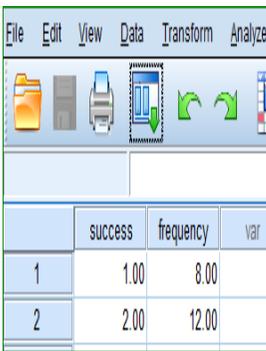
كتابة نتائج اختبار Binomial في تقرير البحث وفقاً لـ APA

لاختبار ذو ذيل واحد Binomial test للتحقق من فرض البحث اتضح ان النسبة الملاحظة $0.6 \left(\frac{12}{20}\right)$ تختلف عن القيمة المفترضة 0.8 ، $P = 0.000$ لاحظ ان اختبار Binomial مثل اختبار χ^2 لحسن المطابقة حيث يهتموا ما اذا كانت النسبة في كل تصنيف من تصنيفات المتغير متساوية مع النسب المفترضة ، غير ان χ^2 يتعامل

مع متغير بمستويين فأكثر بينما Binomial يتعامل مع متغير اسمي بتصنيفين فقط
غير ان قيمة $1 - P$ Binomial هي اكثر دقة من قيمة $1 - P$
تنفيذ اختبار Binomial في برنامج SPSS :

اولاً: ادخال البيانات:1. اضغط Variable view ، تحت عمود Name حدد مسمي المتغيرات
كالاتي :

- النجاح Success ويكون عبارة عن تصنيفين: (اكبر من 80) ناجح = 1، (اقل من 80)
راسب = 2



| | success | frequency | var |
|---|---------|-----------|-----|
| 1 | 1.00 | 8.00 | |
| 2 | 2.00 | 12.00 | |

- التكرار Frequency: عدد الطلاب.

2. اضغط علي Data view، ثم ادخل البيانات بهذا الشكل:

3. اضغط علي قائمة Data → weight cases

4. اضغط علي Weight cases by

5. انقل Frequency الي مربع Frequency variable

6. اضغط OK

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Nonparametric Tests → Legacy

Dialogs → Binomial

تظهر الشاشة الاتية:

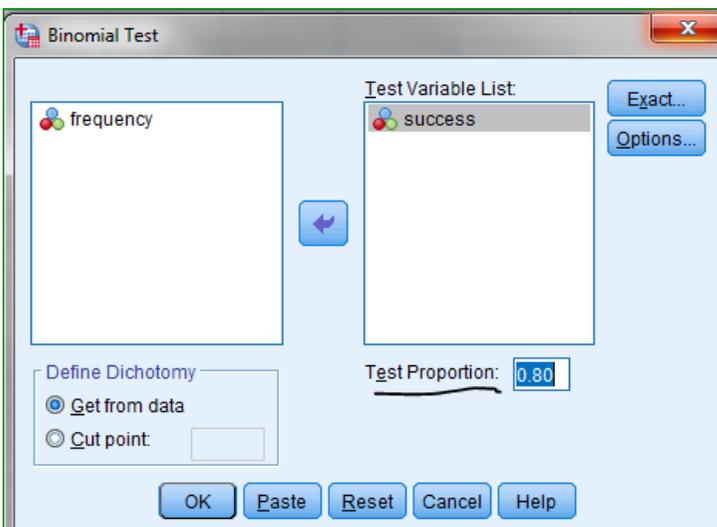
2. انقل متغير Success

الي مربع Test variable list

3. اسفل الشاشة علي اليمين

غير النسبة Test

proportion الي 0.8



كما هو محدد في المثال، ثم اضغط OK.

ثالثاً: تفسير المخرج:

NPART TESTS

/BINOMIAL (0.80)=success

/MISSING ANALYSIS.

NPar Tests

Binomial Test

| | Category | N | Observed Prop. | Test Prop. | Exact Sig. (1-tailed) |
|---------|--------------|----|----------------|------------|-----------------------|
| success | Group 1 ناجح | 8 | .4 | .8 | .000 ^a |
| | Group 2 راسب | 12 | .6 | | |
| | Total | 20 | 1.0 | | |

a. Alternative hypothesis states that the proportion of cases in the first group < .8.

اعطي التكرار المتوقع للتكرار المشاهد 8 ، 12 ، لاحظ ان حساب هذا الاختبار مشابه لحسابات χ^2 لحسن المطابقة حيث يركز كلاهما علي اختبار ما اذا كان النسب المرتبطة بتصنيفات متغير وحيد متساوية لمجموعة من القيم المفترضة ويعتبر هذا الاختبار مكافئ للاختبار البارامتري T لعينة واحدة والفرق الوحيد بين χ^2 و Binomial هو ان χ^2 يتعامل مع متغير له تصنيفين فأكثر بينما Binomial يتعامل مع متغير بتصنيفين فقط.

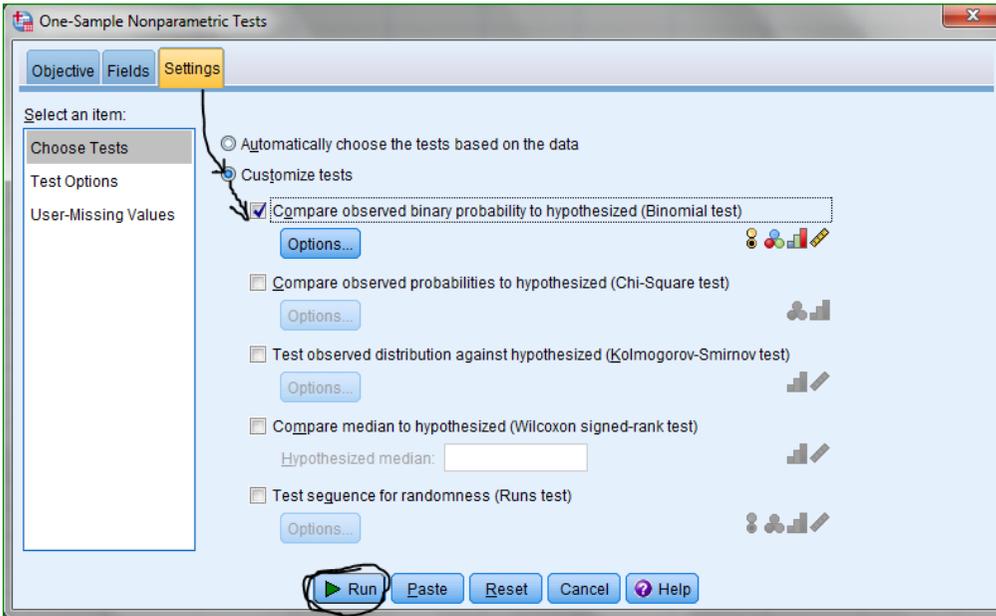
ثم اعطي قيمة البرنامج: Exact Sig (1- tailed) = 0.000، وعليه توجد اختلاف بين نسب الذين حصلوا علي اقل من 80 والذين حصلوا علي 80 فأكثر.

ويمكن تنفيذ Binominal بطريقة اخري كالآتي :

Analyze → Nonparametric test → one sample → Fields

2. انقل Success الي مربع Test fields

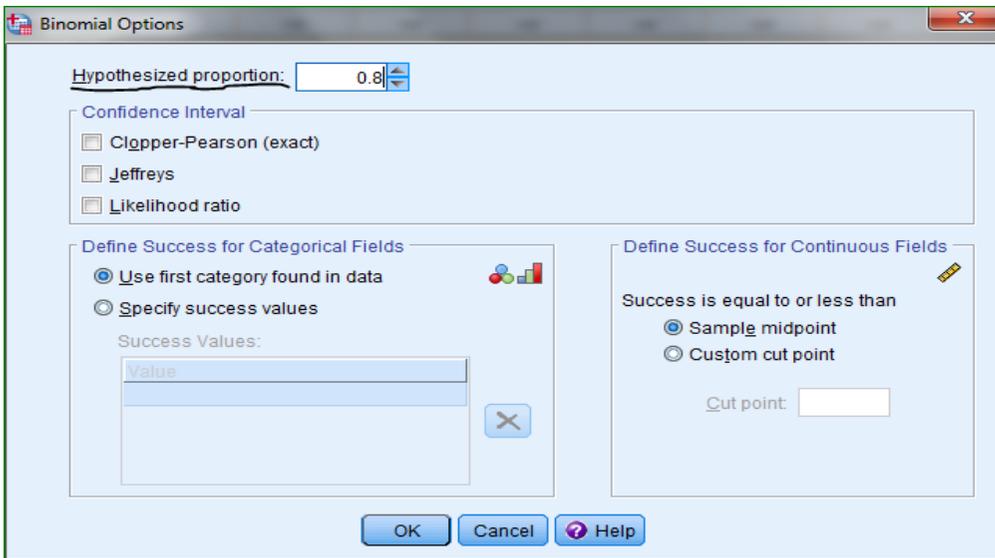
3. اضغط Setting تظهر الشاشة الآتية:



4. اضغظ customize tests

5. اختار (Binominal) ----- Compare

6. اضغظ Options تظهر الشاشة الاتية:



7. غير النسبة 0.8 في مربع Hypothesized proportion

8. اضغظ OK واضغظ Run .

المخرج : جدول كالاتي:

*Nonparametric Tests: One Sample.

NPTESTS

/ONESAMPLE TEST (success) BINOMIAL(TESTVALUE=0.8 SUCCESSCATEGORICAL=FIRST SUCCESSCONTINUOUS=CUTPOINT(MIDPOINT))

/MISSING SCOPE=ANALYSIS USERMISSING=EXCLUDE

/CRITERIA ALPHA=0.05 CILEVEL=95.

Nonparametric Tests

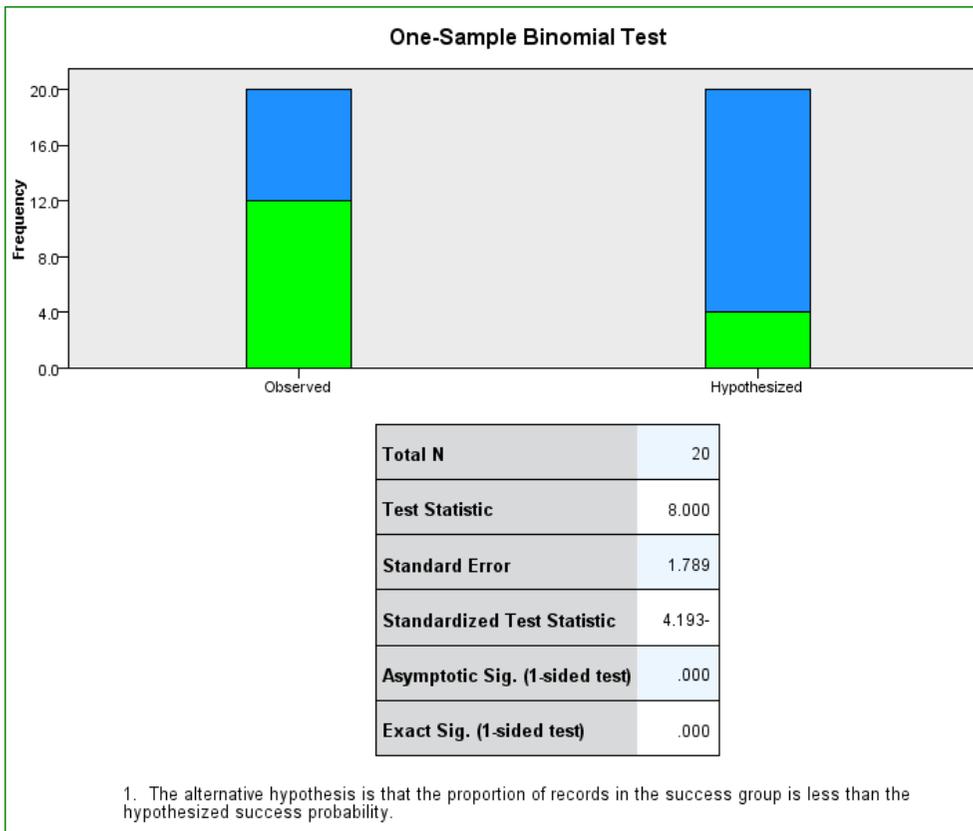
Hypothesis Test Summary

| | Null Hypothesis | Test | Sig. | Decision |
|---|---|--------------------------|-------------------|-----------------------------|
| 1 | The categories defined by success occur with probabilities 0.8 and 0.2. | One-Sample Binomial Test | .000 ¹ | Reject the null hypothesis. |

Asymptotic significances are displayed. The significance level is .05.

¹Exact significance is displayed for this test.

اضغط double click علي هذا الجدول تظهر تفاصيل اضافية للاختبار كالاتي:



الفصل السادس

أختبار مكنمار للقياسات المتكررة او المرتبطة

McNamer Test

عندما يستخدم احصاء χ^2 للعينات المرتبطة لقياسات تتبع من مستوى القياس الأسمى فإنه يطلق عليه اختبار مكنمار لدلالة التغير، بمعنى أن البيانات تأتي من نفس الأفراد على المتغير الأسمى والهدف هو قياس التغير للأفراد عبر المعالجات أو عبر الزمن، أى الهدف قياس حدوث تحسن نتيجة التدخل أو للتجربة وتكون قياسات المتغير التابع تصنيفية (تحسن- لا تحسن) مثل التعرف على اتجاه الأفراد نحو مرشح فى انتخابات قبل اجراء المناظرة بين المرشحين وبعد إجراء المناظرة. وعلى ذلك فإن الأفراد اعطوا أستجاباتهم (نعم-لا) عبر مناسبات مختلفة وعليه فإنه يستخدم اختبار مكنمار لتقويم التغير عبر الزمن.

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Hinkle et al.,1994):

أفترض أن باحث أجرى دراسة على 38 من طلاب الجامعه وسألهم قبل إجراء برنامج عن طبيعة اتجاهاتهم نحو أطفال الشوارع (سلبية- ايجابية) وسألهم عن طبيعة اتجاهاتهم بعد تطبيق البرنامج وكانت بيانات التجربة كالاتى:

| المجموع | قبل البرنامج | | بعد البرنامج |
|---------|--------------|--------|--------------|
| | موجب | سلبى | |
| 20 | (B) 6 | (A) 14 | موجب |
| 18 | (D) 2 | (C) 16 | سلبى |
| 38 | 8 | 30 | المجموع |

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل حدث تغير لإتجاهات الأفراد نحو اطفال الشوارع قبل وبعد البرنامج (من الاتجاه السلبى إلى الإتجاه الايجابي)؟.

2. **فرض البحث:** حدث تغير في اتجاهات الطلاب قبل وبعد البرنامج . او توجد فروق في الاتجاه نحو اطفال الشوارع بين القياس القبلى والقياس البعدى. أو لم يحدث تغير في اتجاهات الطلاب قبل وبعد البرنامج.
3. **متغيرات البحث:** متغير الإتجاه (السلبى و الموجب) قبل إجراء البرنامج ، والإتجاه(السلبى والموجب) بعد البرنامج بالتالى يوجد متغيرين اسميين.
4. **التصميم البحثى:** تصميم القياسات المتكررة، قياسات لنفس المتغير عبر الزمن فى هذه الحالة استخدم الباحث المنهج شبة التجريبي وتصميم المجموعة الواحدة قياس قبلى وبعدى .

O1 X O2

5. **النموذج الإحصائى:** إحصاء النموذج البسيط Bivariate Statistics ويستخدم الإحصاء اللابارامترى والإختبار المستخدم: اختبار مكنمار McNemar Test
- خطوات إختبارات الفروض الصفرية**

فى هذا المثال نهتم ما إذا حدث تغير فى اتجاهات الأفراد نحو اطفال الشوارع وعلى ذلك فالاهتمام بالتحسن فى الخلايا A ، D، حيث يكونوا محور اهتمام الباحث، فلو كانت التجربة أو البرنامج ليس له اثر (بكلمات أخرى الفرض الصفرى حقيقى) فإننا نتوقع أن لا نهتم بالخلايا B ، C، حيث فى الخلية B الإتجاه كان موجب قبل البرنامج وبعده موجب، بينما الخلية C فإن الإتجاه لم يتغير حيث هو سلبى قبل البرنامج وسلبى بعد التجربة.

1. الفروض الإحصائية:

الفرض الصفرى (H0): يوجد تغير متساوى العدد فى الخلية A وفى الخلية D ، أو بكلمات أخرى التكرار المتوقع فى الخلية A مساوى للتكرار المتوقع فى الخلية D فى المجتمع. أو التغير فى الإتجاه من السلبى إلى الإيجابى قبل البرنامج مساوياً للتغير فى الإتجاه من السلبى إلى الإيجابى بعد البرنامج.

الفرض البديل (HA): التغير فى الإتجاه من السلبى قبل البرنامج إلى الإيجابى بعد البرنامج (A) غير مساوى للتغير فى الإتجاه من السلبى بعد البرنامج إلى الإيجابى قبل

البرنامج (B). أو التكرار المتوقع في الخلية A غير مساوي للتكرار المتوقع في الخلية D في المجتمع.

2. الإختبار المناسب ومسلماته: فالإختبار هو مكنمار وهو حالة خاصة لـ χ^2

لمتغيرين ولكن القياسات هي مرتبطة لعينة واحدة. ومسلماته هي:

- العشوائية: يتم انتقاء أفراد العينة عشوائياً من المجتمع.
- الإستقلالية: أى زوج أو أى فرد له قياستين يجب أن يكون مستقلاً عن أى فرد آخر له قياسات متكررة ولو لم تتحقق هذه المسلمه فالنتائج تكون غير دقيقة .
- يتطلب حجم عينة مناسب كحد أدنى 26 زوج من القياسات لنفس العينة.

وتقدر بالصيغة الآتية (Howell (2013):

$$\chi^2 = \sum \frac{(fo - fe)}{fe}$$

$$= \frac{(A - \frac{A+D}{2})}{\frac{A+D}{2}} + \frac{(D - \frac{A+D}{2})}{\frac{A+D}{2}}$$

او من الصيغة الآتية: (Hinkle et al.(1994):

$$= \frac{(A - D)}{A + D}$$

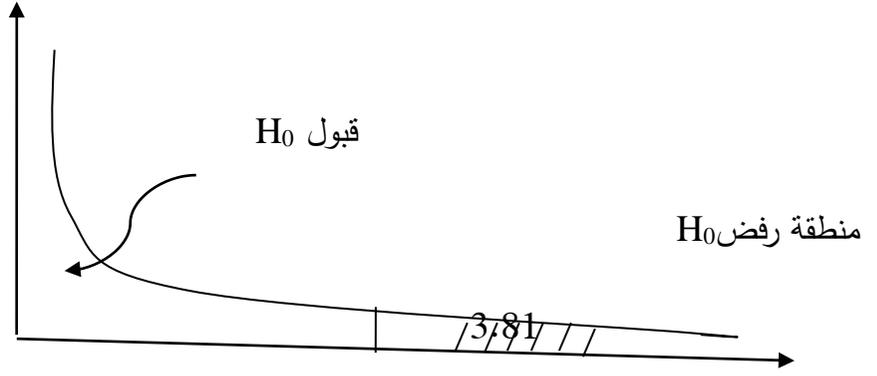
3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: مستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$ ، ودرجات

الحرية كالاتى:

$$df = (c-1)(r-1) = (2-1)(2-1) = 1$$

بالكشف في جداول χ^2 بـ $df = 1$ ، $\alpha = 0.05$ ، فإن القيمة الحرجة لـ $\chi^2 = 3.841$

وعليه تكون قاعدة القرار كما هي موضحة في الشكل الآتى:



4. الحسابات: تقدر بطريقتين كالتالى:

من خلال χ^2 كحسن المطابقة كالاتى :

| التغير من سلبى - موجب | التغير من موجب - سلبى | المتوقع |
|-----------------------|-----------------------|-----------------|
| 2 | 14 | التكرار الملاحظ |
| (50%) 8.0 | (50%) 8.0 | التكرار المتوقع |

وبعد حساب عدد الافراد فى الخليتين A, D=16 بالتالى فالتكرار المتوقع بالتساوى بين الخليتين كالاتى (50%):

$$f_e = \frac{50 \times 16}{100} = 8$$

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = \frac{(14 - 8)^2}{8} + \frac{(2 - 8)^2}{8} = 9.0$$

5. القرار والتفسير: بما ان:

القيمة المحسوبة لـ χ^2 (9.00) < القيمة الحرجة χ^2 (3.84)، وعلى ذلك يُرفض الفرض الصفري من ثم فإن الإتجاه نحو اطفال الشوارع يتغير من الاتجاه السالب قبل البرنامج إلى الاتجاه الموجب بعد البرنامج وهذا يتفق مع او يتعارض مع وهذه ما تؤكد البيانات فى جدول البيانات.

6. حجم التأثير: تقدر من خلال مؤشر g لـ Cohen (1988):

$$g = |P_e - P|$$

P_e التكرار المتوقع لـ A أو التغير نحو الإتجاه الموجب و بما ان يوجد 14 فرد تغير اتجاههم من الاتجاه السالب إلى الإتجاه الموجب وبالتالي:

$$P_e = \frac{14}{38} = 0.368$$

بما أن p هي النسبة للتكرار المتوقع في حالة الفرض الصفرى وهي $50\% = 0.5$ وبالتعويض في المعادلة:

$$g = | P_e - P | = | 0.368 - 0.5 | = 0.132$$

ووضع Cohen (1988) حدود لتفسير مؤشر g كالتالى:

الجدول (1.6): حدود تفسير مؤشر حجم التأثير g (Cohen (1988)

| حجم التأثير | القيمة |
|-------------|----------------------|
| ضعيفة | $0.05 \leq g < 0.15$ |
| متوسطة | $0.15 \leq g < 0.25$ |
| كبيرة | $g \geq 0.25$ |

القيمة أقل من 0.05 هي ضعيفة جداً Trivial .

تنفيذ اختبار مكنمار McNemar في SPSS

أولاً: ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة:

1. اضغط Variable view اسفل الشاشة .

2. فى عمود Name اكتب مسمى المتغيرات وهي:

• after : موجب = 1 ، سلبى = 0

• Post : وادخل موجب = 1 ، سلبى

0 =

• Frequency

3. اضغط Data view

4. ادخل البيانات كما في الشكل الاتي :

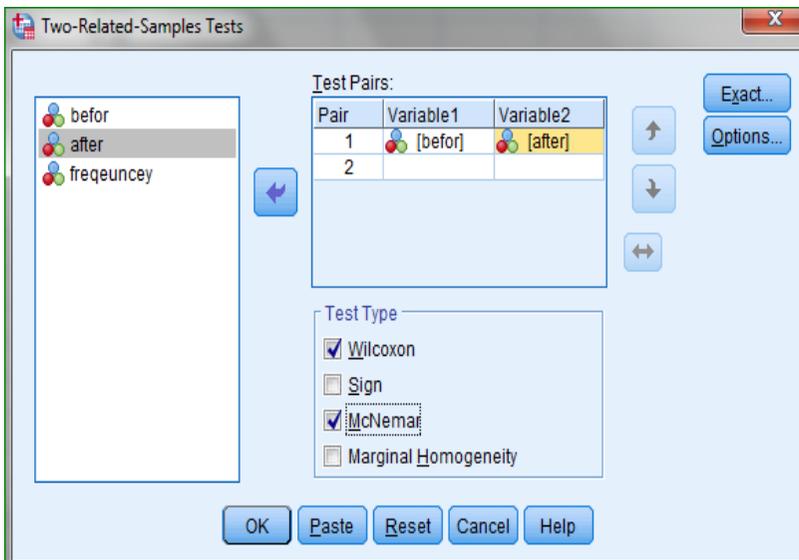
| | befor | after | frequeuncey |
|---|-------|-------|-------------|
| 1 | 1.00 | 1.00 | 6.00 |
| 2 | .00 | 1.00 | 14.00 |
| 3 | 1.00 | .00 | 2.00 |
| 4 | .00 | .00 | 16.00 |

وحيث في الحالة 1 يوجد 1 ، 1 وهي تعادل الخلية 1 ، 1 وهكذا، ادخل تكرارات الخلية (1 ، 1) ،
(0 ، 0) ، (1 ، 0) ، (0 ، 1) ،

- اضغط علي قائمة Data ثم weight cases
- اضغط علي weight cases by
- انقل Frequency الي مربع Frequency variable، ثم اضغط OK

ثانياً: تنفيذ الامر: Analyze → Nonparametric → Legacy Dialogs

2. اضغط علي 2 Related Samples تظهر الشاشة الاتية:



3. اضغط علي before وانقلها الي مربع pair 1 → variable1

4. اضغط علي after وانقلها الي مربع pair 1 → variable2

5. اضغط علي اختبار MCNemar، ثم اضغط OK

ثالثاً : تفسير المخرج :الجزء الاول :

NPART TESTS
 /WILCOXON=befor WITH after (PAIRED)
 /MCNEMAR=befor WITH after (PAIRED)
 /MISSING ANALYSIS.

Wilcoxon Signed Ranks Test

| | | Ranks | | |
|---------------|----------------|-----------------|-----------|--------------|
| | | N | Mean Rank | Sum of Ranks |
| after - befor | Negative Ranks | 2 ^a | 8.50 | 17.00 |
| | Positive Ranks | 14 ^b | 8.50 | 119.00 |
| | Ties | 22 ^c | | |
| | Total | 38 | | |

a. after < befor
 b. after > befor
 c. after = befor

Test Statistics^a

| | after - befor |
|------------------------|---------------------|
| Z | -3.000 ^b |
| Asymp. Sig. (2-tailed) | .003 |

a. Wilcoxon Signed Ranks Test
 b. Based on negative ranks.

- Negative Ranks الرتب ذو الاشارة السالبة عددها 2 ، ومتوسطها 8.5 Mean Rank ، ومجموع مربعات هذه الرتب 7 وهكذا بالنسبة للرتب ذو الاشارة الموجبة
- Ties هي الرتب المتشابهة وعددهم 22
- كما سبق تم حساب هذا الاختبار من خلال تقريب χ^2 ولكن البرنامج اعتمد علي تقريب Z وذلك في حالة احجام العينات الكبيرة وعليه فان:

$$Z = - 3.00$$

لا تعطي انتباه للاشارة السالبة، وهي دالة احصائياً عند 0.05 لان:

$$\text{Asymp. Sig. (2 tailed) } (0.003) < 0.05$$

الجزء الثاني:

McNemar Test

Crosstabs

befor & after

| befor | after | |
|-------|-------|------|
| | .00 | 1.00 |
| .00 | 16 | 14 |
| 1.00 | 2 | 6 |

Test Statistics^a

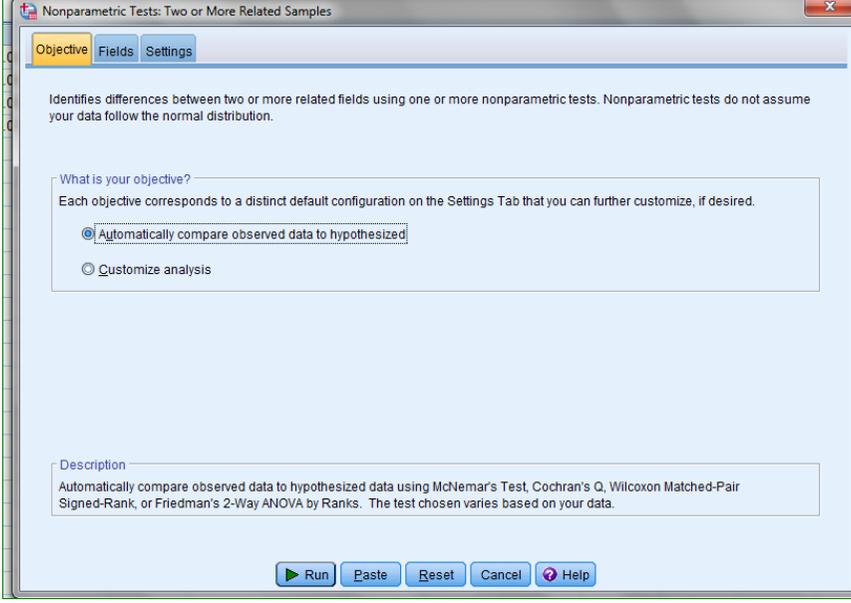
| | befor & after |
|-----------------------|-------------------|
| N | 38 |
| Exact Sig. (2-tailed) | .004 ^b |

a. McNemar Test
 b. Binomial distribution used.

طريقة اخرى لتنفيذ اختبار MCNemar وهي:

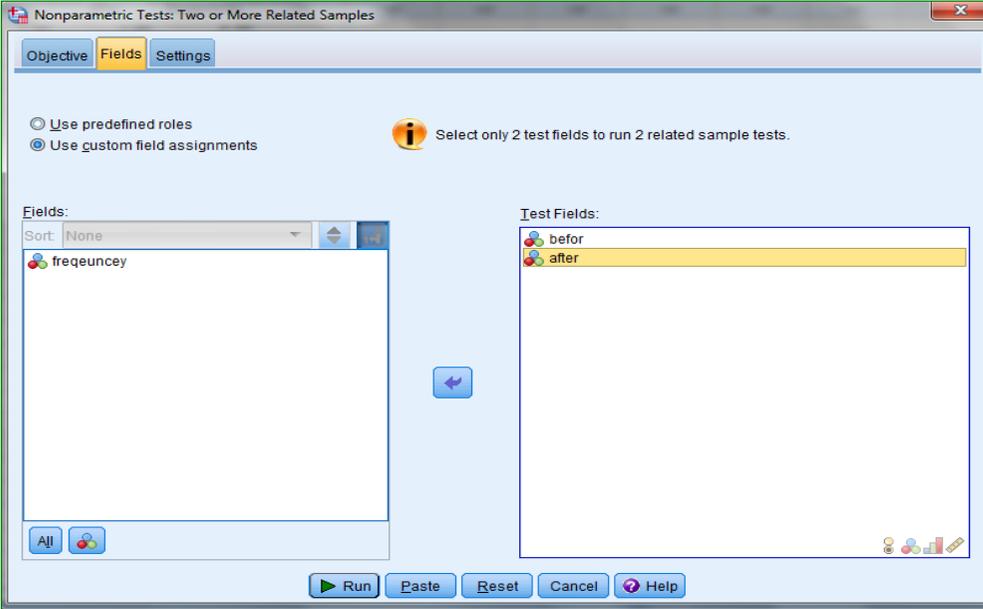
1. Analyze → Nonparametric Tests → Related Samples تظهر الشاشة

الآتية:



2. اضغط Objective اعلي الشاشة ثم اضغط علي Automatically compare

3. اضغط علي اختيار Fields اعلي الشاشة (الاختيار الثاني) تظهر الشاشة الآتية:



4. انقل Before و After الي مربع Test Field

ويمكن أيضاً ان تختار اختيار Setting بجانب Fields بدلا من Fields ثم
تختار Customize Test ثم تختار McNemar

5. اضغط RUN يظهر المخرج الآتي:

```
Nonparametric Tests: Related Samples.
PTESTS
/RELATED TEST(befor after)
/MISSING SCOPE=ANALYSIS USERMISSING=EXCLUDE
/CRITERIA ALPHA=0.05 CILEVEL=95.
```

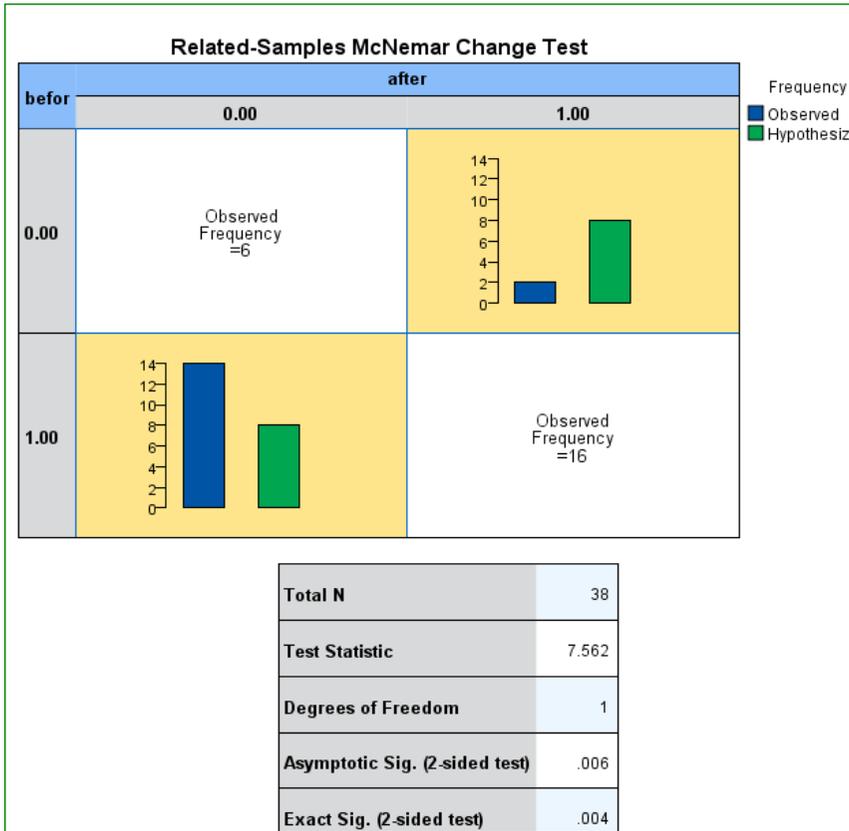
Nonparametric Tests

| Hypothesis Test Summary | | | | |
|-------------------------|--|------------------------------|-------------------|-----------------------------|
| | Null Hypothesis | Test | Sig. | Decision |
| 1 | The distributions of different values across befor and after are equally likely. | Related-Samples McNemar Test | .004 ¹ | Reject the null hypothesis. |

Asymptotic significances are displayed. The significance level is .05.
¹Exact significance is displayed for this test.

ولكن هذا المخرج أقل معلوماتية من المخرج السابق حيث اكتفي باعطاء قيمة Sig(P) : $Sig(P) = 0.004 < 0.05$, وعليه نرفض H0 بمعنى ان الاتجاه نحو أطفال الشوارع يتغير من الاتجاه السلبي الي الايجابي وعلي ذلك للبرنامج أثر علي تغير الاتجاه.

ولكن اضغط Double click بالموس علي هذا المخرج الناتج Hypothesis Test Summary يعطي معلومات تفصيلية احصائية وكذلك العرض البياني Bar graph ، حيث يتم عرض شكل بياني للخلايا 0 ، 1 اي سلبي ← موجب وللخلية 1 ، 0 اي من موجب ← سالب كالآتي:



والواضح ان المخرج اعطي قيمة الاختبار 7.562 وهي اختلفت عن قيمته في تنفيذ الاختبار بالطريقة الاولى حيث كانت قيمته -3.00 ولكن الواضح انه في الامر الثاني حسب اختبار مكنمار كتقريب χ^2 في حين في الامر الاول لتنفيذ الاختبار اعتمد علي تقريب Z. حيث: $\chi^2(1, N = 38) = 7.56, P = 0.004$

وتم حساب χ^2 للعينات الكبيرة، لاحظ ان $Asymp. Sig = 0.006$ في حين Exact $sig = 0.004$ فالفروق بينهما ضئيلة. وتأمل قليلاً في قيمة احصاء χ^2 المحسوبة يدوياً في المثال = 9.00 في حين ان مخرج SPSS اعطي قيمتها 7.562 ولكن لماذا حدث التعارض؟، حدث لان البرنامج اعتمد علي تصحيح Continuity correction التي سبق عرضها اثناء الحديث عن χ^2 وهي من شأنها ان تحدث انخفاض لقيمة χ^2 حيث يتم طرح 0.5 من حسابات كل خلية علي الرغم ان الاحصائيون ينادوا بعدم الاعتماد عليه لانه شديد التحفظ وتصحيح اكثر مما يجب ان يكون وهذا من شأنه ان يؤدي الي تضخم الخطأ من النوع الثاني (قبول H_0 وهو حقيقة غير صحيح في المجتمع).

طريقة ثالثة لتنفيذ اختبار McNemar (مثل خطوات تنفيذ χ^2):

- Analyze → Descriptive statistics → Cross tabs
- انقل before في مربع Columns و After في Rows
- اضغط علي اختيار Statistics
- اضغط علي Chi-square و McNemar
- اضغط Continue
- اضغط Cells (يمين الشاشة الاختيار الثالث)
- اضغط Continue ، اضغط OK وكان المخرج كالآتي:

| Chi-Square Tests | | | | | |
|------------------------------------|--------------------|----|-----------------------------------|----------------------|----------------------|
| | Value | df | Asymptotic Significance (2-sided) | Exact Sig. (2-sided) | Exact Sig. (1-sided) |
| Pearson Chi-Square | 2.034 ^a | 1 | .154 | | |
| Continuity Correction ^b | 1.056 | 1 | .304 | | |
| Likelihood Ratio | 2.121 | 1 | .145 | | |
| Fisher's Exact Test | | | | .238 | .152 |
| Linear-by-Linear Association | 1.980 | 1 | .159 | | |
| McNemar Test | | | | .004 ^c | |
| N of Valid Cases | 38 | | | | |

a. 2 cells (50.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 3.79.

b. Computed only for a 2x2 table

c. Binomial distribution used.

الفصل السابع

معاملات ارتباط فاي ϕ وكرامير (V) والتوافق (C)

Phi, Cramer (V), & Contingency

Correlation Coefficient

معامل ارتباط ϕ يحدد اتجاه وقوة العلاقة الخطية بين متغيرين تصنيفين ويستخدم نفس بيانات احصاء χ^2 للاستقلالية ويمكن استخدام ϕ بدلاً من احصاء χ^2 لمتغيرين تصنيفين 2×2 للاستقلالية، والتصنيفية الحقيقية تعنى ان الفرد يصنف اما ذكرا او انثى، ناجح او راسب وليس بينهما تصنيف اخر او تدرس العلاقة بين السعادة (سعيد - غير سعيد) والحالة الوظيفية (يعمل - لا يعمل).

اختبارات الفروض لقضية بحثية: اراد باحث دراسة العلاقة بين طبيعة العمل (يعمل - لا يعمل) والسعادة (سعيد - غير سعيد) لـ 40 فرد مشارك فى الدراسة وفيما يلى توزيع افراد العينة :

| المجموع | الحالة الوظيفية | | | |
|---------|-----------------|----------|----------|---------|
| | يعمل | لا يعمل | | |
| A | b | a | سعيد | السعادة |
| 20 | 6(10) | 14(10) * | | |
| B | d | c | غير سعيد | |
| 20 | 14(10) | 6(10) | | |
| N=40 | D | C | | المجموع |
| | 20 | 20 | | |

* بين القوسين التكرار المتوقع

الخطوات البحثية:

1. سؤال البحث: هل توجد علاقة بين السعادة والتوظيف ؟
2. فرض البحث: السعادة والتوظيف متغيرين معتمدين او توجد علاقة بين السعادة والتوظيف.
3. متغيرات البحث: السعادة: تابع - اسمى بمستويين، التوظيف: مستقل - اسمى بمستويين.
4. منهج البحث: المنهج الارتباطى الذى يهدف الى دراسة العلاقة بين متغيرين.
5. النموذج الاحصائى: البسيط واحصاء لا بارامترى والاسلوب الاحصائى: معامل ارتباط ρ

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفرض الاحصائية:

H_0 : لا توجد علاقة بين السعادة والتوظيف فى المجتمع

H_A :توجد علاقة بين السعادة والتوظيف فى المجتمع

2. الاختبار المناسب ومسلماته: اختبار فاى ρ ومسلماته:

- العشوائية :انتقاء افراد العينة عشوائياً.
- الاستقلالية بين الافراد او الملاحظات فى الخلايا.
- المتغيرين كلاهما اسمى بمستويين، ولاحظ اذا زاد عدد المستويات لاحد المتغيرات عن اثنان يستخدم اختبار (V) Cramer.

وتحدد صيغة ρ كالاتى:

$$r_{\rho} = \rho = \frac{ad - bc}{\sqrt{ABCD}}$$

- a , b , c ,d مجموع التكرارات فى الخلايا.
- A ,B ,C ,D مجموع التكرارات فى الصفوف والاعمدة .

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: اعتمد الباحث على مستوى دلالة احصائية $\alpha = 0.05$ واختبار الدلالة الاحصائية لـ ϕ من خلال احصاء χ^2 :

$$df = (c-1)(r-1) = (2-1)(2-1) = 1$$

وبالكشف في جداول χ^2 بـ $df = 1$ ، $\alpha = 0.05$ فان:

$$\chi^2_{\text{الجدولية}} = 3.841$$

4. الحسابات: ويقدر قيمة معامل ارتباط فاي كالاتى:

$$\phi = \frac{ad - bc}{\sqrt{ABCD}} = \frac{(14 \times 14) - (6 \times 6)}{\sqrt{20 \times 20 \times 20 \times 20}} = 0.04$$

ولتحديد دلالة معامل ارتباط ϕ ، فأنا نحول معامل ارتباط ϕ الى احصاء χ^2 كالاتى:

تقدر قيمة χ^2 كالاتى :

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{(14-10)^2}{10} + \frac{(6-10)^2}{10} + \frac{(6-10)^2}{10} + \frac{(14-10)^2}{10} \\ &= 1.60 + 1.60 + 1.60 + 1.60 = 6.40 \end{aligned}$$

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}} = \sqrt{\frac{6.40}{40}} = 0.4$$

وعلى ذلك فان ϕ و χ^2 مرتبطين ويمكن استخدام قيمة احدهما لتقدير قيمة الاخر.

ويستخدم مؤشر ϕ كقوة للعلاقة بين المتغيرين التصنيفيين 2×2 .

5. القرار والتفسير: بما ان χ^2 المحسوبة (6.40) < χ^2 الجدولية (3.01)، اذا نرفض

الفرض الصفري، وعليه توجد علاقة ذات دلالة احصائية بين السعادة والتوظيف.

6. حجم التأثير: العلاقة الدالة احصائياً لا تخبرنا عن مقدارها او ما اذا كانت ذات

دلالة عملية، فى الواقع اذا كان معتمدين بمعنى العلاقة بين المتغيرين دالة احصائياً

فهذا لا يعنى انها علاقة دالة فعلياً او عملياً او اكلنيكياً، فزيادة حجم العينة يظهر دلالة

احصائية بمعنى عدم وجود استقلالية بين المتغيرين وبالتالي نحتاج الى اساليب او مؤشرات تذهب ابعد من الدلالة الاحصائية او احصائيات تقيس حجم التأثير او قوة العلاقة.

مثال اخر لحساب معامل ارتباط (ϕ) (Howell, 2013)

اراد باحث دراسه العلاقة بين التدخين (يدخن-لا يدخن) والاصابة بالسرطان (مصاب-غير مصاب) وتوفرت لديه بيانات لـ 818 شخص ، فيما يلى جزء من البيانات كالاتى :

X(التدخين) : 1مدخن ، 0 غيرمدخن

Y(الاصابه بالسرطان): 1: مصاب ، 0 غير مصاب

0 1 0 0 1 0 0 0 1 0 1 0 0 0 X

0 0 1 0 0 1 1 0 0 1 0 1 0 0 Y

فيما يلى البيانات الاجمالية فى جدول 2×2 :

| | | التدخين | | |
|-----|-----|----------|----------|--|
| | | غير مدخن | مدخن | |
| 93 | 50 | 43 | مصاب | |
| 725 | 268 | 457 | غير مصاب | |
| 818 | 318 | 500 | المجموع | |

وباتباع الخطوات البحثية وخطوات اختبارات الفروض فى المثال السابق.

وقام الباحث بحساب المتوسط والانحراف المعياري للمتغيرين كالاتى:

$$S_x=0.4878 \quad X^- =0.3888$$

$$S_y = 0.3176$$

$$\bar{Y} = 0.8863$$

$$N = 818$$

ونقدر قيمة ρ من صيغة معامل ارتباط بيرسون كالآتي:

$$\rho = r = \frac{COV_{xy}}{S_x S_y} = \frac{-0.0169}{(0.4878)(0.3176)}$$

$$\rho = -0.1094,$$

$$\rho^2 = 0.012 \quad \text{إذاً:}$$

فى هذا المثال تم حساب ρ كأنه معامل ارتباط بيرسون r من الصيغة المستخدمه لمعامل ارتباط بيرسون، وعليه فأن ρ هو حاله خاصة من r هو معامل ارتباط بيرسون لبيانات تصنيفية واتضح انه معامل ارتباط من النوع الضعيف والدلالة الاحصائية لهذا الاختبار يكون كالآتي :

$$H_0 : \rho = 0 , H_A : \rho > 0$$

حيث ان ρ هى معامل الارتباط فى المجتمع وتبنى الباحث مستوى دلالة احصائية 0.05، ويقدر دلالته من خلال احصاء χ^2 حيث:

$$\chi^2 = N\rho^2 = 818(-0.1094)^2 = 9.79$$

او

$$\chi^2 = \frac{(43-56.85)^2}{56.85} + \frac{(50-36.15)^2}{36.15} + \frac{(457-443.15)^2}{443.15} + \frac{(268-281.85)^2}{281.85}$$

$$\chi^2 = 9.79$$

وعليه فإن:

$$\rho = \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}$$

$$= \sqrt{\frac{9.79}{818}} = \sqrt{0.0120} = 0.1095$$

إذاً القرار: بما ان χ^2 (المحسوبة) 9.79 < χ^2 (الجدولية) 3.89، اذا توجد علاقة ارتباطية داله احصائية بين الاصابة بالسرطان والتدخين وعلى الرغم من ضعف هذه العلاقة الا انها دالة احصائية وهذا يرجع الى كبر حجم العينة وهذا يعنى ان التدخين كمتغير مستقل فسر 1.2% من تباين الاصابة بالسرطان.

حجم التأثير: يعامل قيمة معامل ارتباط ϕ مثل معامل r وسبق عرضها فى احصاء χ^2 وهى فى هذا المثال من النوع الضعيف، واذا تم تربيعها تعطى التباين المفسر:

$$\phi^2 = \frac{X^2}{N} = \frac{9.79}{818} = 0.012$$

هذا افضل مؤشر للدلالة العملية حيث يقيس نسبة التباين المفسر فى المتغير التابع. و اشار Rosenthal & Rubin (1982) الى انه فى مجال العلوم النفسية والتربوية والسلوكية يجب التأكيد على ان القيمه الصغيرة جداً لـ ϕ^2 او r^2 ربما يكون لها تأثيرات فى غاية الاهمية. لابد من الاشاره ان معامل ارتباط ϕ يتشابه مع معامل الارتباط الرباعى Tetrachoric فى ان كلاهما يتعاملوا مع متغيرات تصنيفية بمستويين ولكن معامل الارتباط الرباعى يختلف عن ϕ فى انه يعتمد على ان البناء التحتى للمتغيرات التصنيفية ذات بناء تحتى متصل وذات توزيع اعتدالى.

كتابته فى نتائج تقرير البحث وفقاً لـ APA

اوضحت النتائج وجود علاقة دالة احصائية حيث: $p < 0.012$, $\phi^2 = 0.012$, $r\phi = 0.1095$

0.05

مؤشرات حجم التأثير

وتوجد عائلتين مختلفتين من مقاييس حجم التأثير كالاتى:

1. عائلة **d**: وهى تقيس الفروق بين المجموعات او مستويات المتغير المستقل.

2. مؤشرات عائلة العلاقة (r) Measures of association: وهى تعكس حجم معامل الارتباط بين المتغيرين.

عائلة d: تتضمن مؤشرات المخاطر Risk والفرق odds : وهما مفهومان على درجة كبيرة من الاهمية مع البيانات التصنيفية خاصة جداول 2x2 وتستخدم بصورة شائعة فى البحوث الطبية وهما تقريباً مرتبطين.

مثال: فاذا افترضنا ان بيانات متغيرين تصنيفين وهو المعالجة بالاسبرين (ياخذ - لا ياخذ) والاصابة بالازمة القلبية (الازمة - لا ازمة) كالاتى (Howell, 2013) :

النتائج

| | لا تحسن | تحسن | |
|-----------------|------------|------------|-----|
| | ازمة قلبية | ازمة قلبية | |
| تناول الاسبرين | 11037 | 10933 | 104 |
| (تجريبية) | | B | A |
| لا تناول اسبرين | 11034 | 10845 | 189 |
| (ضابطة) | | D | C |
| Σ | 22071 | 21778 | 293 |

وفى الجدول السابق فان (104/11037) 0.94% من الافراد فى المجموعة التجريبية (مجموعة الاسبرين) و (189/11034)% 1.71 فى المجموعة الضابطة يعانون من ازمة قلبية.

ويوجد مؤشرين هما :

- **تقديرات المخاطرة Risk estimates**: تحدد مدى المخاطرة بمعنى اى فرد ياخذ اولاً ياخذ الاسبرين سوف يعانى من ازمة قلبية. وهو مؤشر للكشف عن حجم التأثير لتناول الاسبرين وتوجد عدة مؤشرات لتقديرات المخاطرة اهمها:

١ - فرق المخاطر **Risk Difference (RD)** : هو الفرق بين النسبتين الاتيتين:

$$RD = \frac{A}{(A+B)} - \frac{C}{(C+D)}$$
$$= 1.71\% - 0.94 = 0.77\%$$

ولذلك فحوالي ثلاثة ارباع النسبة المئوية هي فروق بين المعالجتين بالتالى الفرق فى المخاطرة بين الافراد الذين يتناولوا الاسبرين والآخرين الذين لم يتناولوا الاسبرين حوالى ثلاثة ارباع من الواحد الصحيح بالتالى لم تصل 1.0% وبمعنى ان حجم المخاطرة ليس كبير بالتالى فان تناول الاسبرين له مخاطرة محدودة بالتالى نتوقع عدم وجود فروق كبيرة بين المعالجتين. ويشير (2009) Ferguson الى ان قيمة فرق المخاطرة 0.04 ربما تكون دالة عملياً او اكلينيكياً.

ب . نسبة المخاطرة **Risk ratio (RR)** او المخاطرة النسبية **Relative risk**:
وهى النسبة بين المخاطرتين:

$$RR = \frac{\text{المخاطرة بدون اسبرين}}{\text{المخاطرة مع الاسبرين}} = \frac{[A/(A+B)]}{[C/(C+D)]}$$
$$= \frac{1.71\%}{0.94\%} = 1.819$$

وهذا المؤشر يحسب من خلال خارج قسمة النسبتين لمقدار التحسن فى المعالجتين او المستويين للمتغير الاسمى وبالتالى المخاطرة فى حدوث ازمة قلبية جراء عدم تناول الاسبرين يعادل 1.8 مرة اعلى مما لو اخذ الاسبرين. وقيمة $RR = 0$ تشير الى لا فروق فى المخاطرة بين المجموعتين، والقيمة اقل من 1.00 تشير الى مخاطرة اقل للمجموعة الضابطة مقارنة بالمجموعة التجريبية، والقيمة 2.00 تشير الى ان المجموعة الضابطة لديها احتمال مخاطرة مضاعف من المجموعة التجريبية. فمثلاً نسبة المخاطرة بالنسبة للمدخنين للاصابة بسرطان بالرئة 23 مرة وهذا يعنى ان الذكور المدخنين معرضين للاصابة بالرئة باحتمال 23 مرة مقارنة باقرانهم غير المدخنين . ويقر (2009) Ferguson ان قيمة RR بين 1.00 و 2.00 ليست ذو اهمية عملية كبيرة، وتختلف تفسيرها حسب مجال اهتمام الدراس فربما تكون لها معنى اذا

كان حد المخاطرة 1.0% وقد تكون لها معنى اذا كان حد المخاطرة 10% (0.1) وهذا المؤشر يفضل استخدامه لبيانات تصنيفية خاصة مع متغيرين اسميين وهو مفضل عن مؤشرات عائلة حجم التأثير r .

ج. مؤشر OR او احتمال odds: مؤشرات المخاطرة السابقة لحدوث ازمة قلبية فى مجموعة الاسبرين (التجريبية) هى عدد الذين اصابوا بازمة قلبية وحدث لهم تحسن مقسوما على العدد الكلى من الافراد فى هذه المجموعة التى تأخذ الاسبرين وهى الاحتمالية الاتية:

$$= \frac{A}{A + B} = \frac{104}{11037} = 0.0094 = 0.94\%$$

بينما احتمال odds للاصابة بالازمة القلبية فى المجموعة التى تتلقى الاسبرين هى عدد الذين اصابوا بازمة قلبية وحدث لهم تحسن مقسوماً على عدد الذين لم يحدث لهم تحسن فى نفس المجموعة وهى كالاتى:

$$\text{Odds} = A/B = \frac{104}{10933} \\ = 0.0095 = 0.95 \%$$

وعليه فالفرق بين المخاطرة و Odds بسيط جداً وذلك لان المقام متقارب جداً ففى حالة Risk يمثل العدد الكلى من مجموعة الاسبرين 11037 بينما فى odds يمثل العدد الكلى من المجموعة مطروحا منه الذين عانوا من ازمة قلبية وبالتالي فلا تغير فى النتائج للمؤشرين تقريباً. ولكن هذا ليس دائماً الحدوث ففى نجد ان المخاطرة بين اخذ البرنامج وعدم التعرض له فى حدوث التحسن:

$$\text{Risk} = \frac{22}{34}$$

$$\text{odds} = \frac{22}{22} : \text{odds} \text{ بينما مؤشر odds}$$

ولذلك يمكن التغلب على ذلك بحساب نسبة Odds Ratio (OR) وتقدر كالاتى:

$$OR = \frac{\text{لااسبرين odds}}{\text{اسبرين odds}}$$

$$\text{Odds لا اسبرين} = \frac{C}{D} = \frac{189}{10845} = 0.0174 \quad \text{فان :}$$

$$\text{Odd اسبرين} = \frac{A}{B} = \frac{104}{10933} = 0.0095$$

بالتالى فان نسبة OR كالاتى:

$$OR = \frac{0.0174}{0.0095} = 1.83$$

بالتالى احتمالية حدوث ازمة قلبية بدون تناول اسبرين هى اعلى 1.83 مرة من احتمالية حدوث ازمة قلبية مع تناول الاسبيرين. وكما هو ملاحظ ان قيمة المخاطر النسبية (RR) تتقارب وتعطى نتائج متماثلة مع OR .

ويفضل (2013) Howell استخدام احصاء OR لانه يمكن حسابه فى مواقف معينة يصعب فيها حساب نسبة المخاطرة الحقيقية RR وذلك عندما يحدث وجود مجموعة يتعافى فيها الافراد من ازمة قلبية ومجموعة اخرى لا يوجد فيها احد يعانى من ازمة قلبية بالتالى لا تستطيع حساب المخاطرة (RR) . ويمتاز احصاء OR بميزة على درجة كبيرة من الاهمية وهو ان Log(In (OR)) يعطى احصاء مفيد فى مواقف مختلفة ويمكن ان تكون قيمته قريبة من قيمة معاملات الانحدار اللوجسية. او تستخدم فى النماذج الخطية اللوغارتمية Log-linear models . واذا كانت قيمة $OR \leq 3$ يعتبر حجم تاثير قوى نسبياً. وعرض (2009) Ferguson حدود لحجم التاثير لبيانات العلوم الاجتماعية لمؤشرى المخاطرة النسبية (RR) واحتمال Odds كالاتى: الحد الادنى لحجم التاثير العملى 2.00 ، حجم تاثير متوسط 3.00 ، حجم تاثير كبير 4.0 فاكثر.

واخيراً علق (2013) Howell على مؤشرات حجم التاثير الفروق (d) ومؤشرات العلاقة (r) لاحصاء x^2 لجداول 2×2 فيقول أننى غير راضى باستخدام مؤشرات r

(ϕ ، كرامير) لانها ليست لها تفسيرات ذات معنى فى معظم المواقف البحثية. فمثلاً احتمال ان تتعرض للازمة القلبية اذا لم تاخذ الاسبرين هى اعلى 1.83 مرة من الاصابة بالازمة القلبية لو لم تاخذ الاسبرين فهذه العبارة لها معنى مفهوم لدى معظم الناس، ولكن ماذا تعنى العلاقة بين تناول الاسبرين والازمة القلبية 0.034 فانها لا تخبرنا عن شىء مفيد لنا، او ان اخذ الاسبرين يسهم فى تفسير 0.1% من تباين حدوث الازمة القلبية وينصح بعدم الاعتماد على مؤشرات العلاقة كمقياس لحجم التأثير فى احصاء χ^2 ما لم يوجد سبب قوى لهذا الاستخدام .

اجراء معامل ارتباط فاي ϕ فى SPSS

اولاً: ادخال البيانات فى ضوء الحالات الموزونة بمعنى يتم ادخال تصنيفات المتغيرات وتكرارها

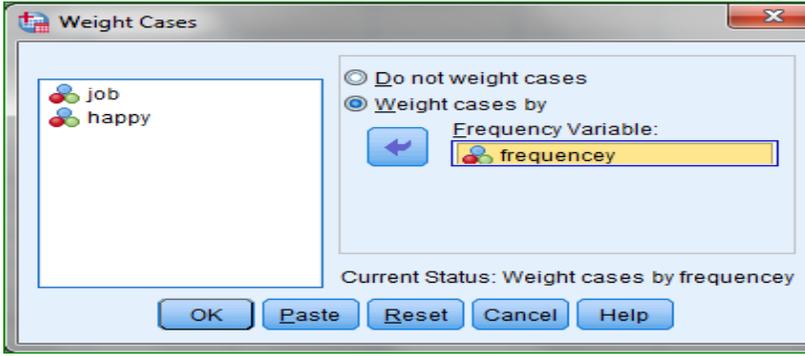
1 . Start → All programs → IBM SPSS → Statistics

2. اضغط view Variable وسمي ثلاث متغيرات كالاتي Job (لايعمل=2 ، يعمل=1) ، happy (غير سعيد=2، سعيد=1)، Frequency

3. اضغط علي Data view تظهر شاشة البيانات ادخل تحت Job ، 1 ، 1 ، 2 ، 2 ، 2 ، وتحت happy1 ، 2 ، 1 ، 2 . ثم ادخل التكرارات لكل خلية كما فى الاتي:

| | job | happy | frequency |
|---|------|-------|-----------|
| 1 | 1.00 | 1.00 | 6.00 |
| 2 | 1.00 | 2.00 | 14.00 |
| 3 | 2.00 | 1.00 | 14.00 |
| 4 | 2.00 | 2.00 | 6.00 |
| 5 | | | |
| 6 | | | |

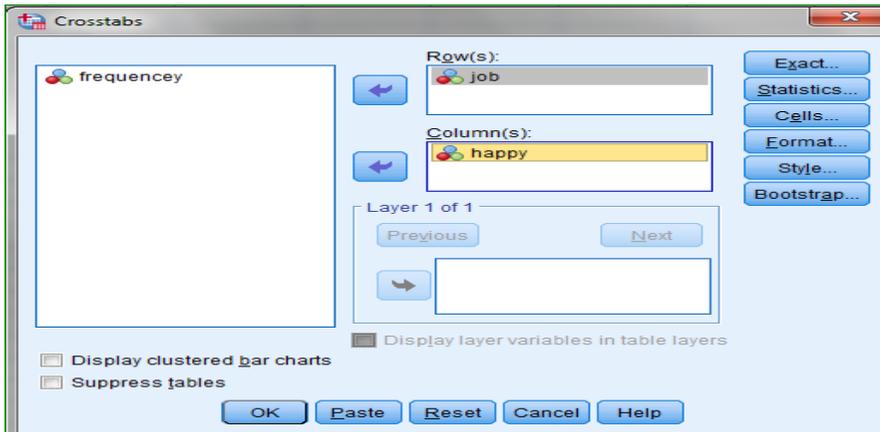
4. اضغط علي قائمة weight cases → Data تظهر الشاشة الاتية:



5. اضغط علي الاختيار Weight cases by

6. انقل Frequency الي مربع Frequency variable ، ثم اضغط OK

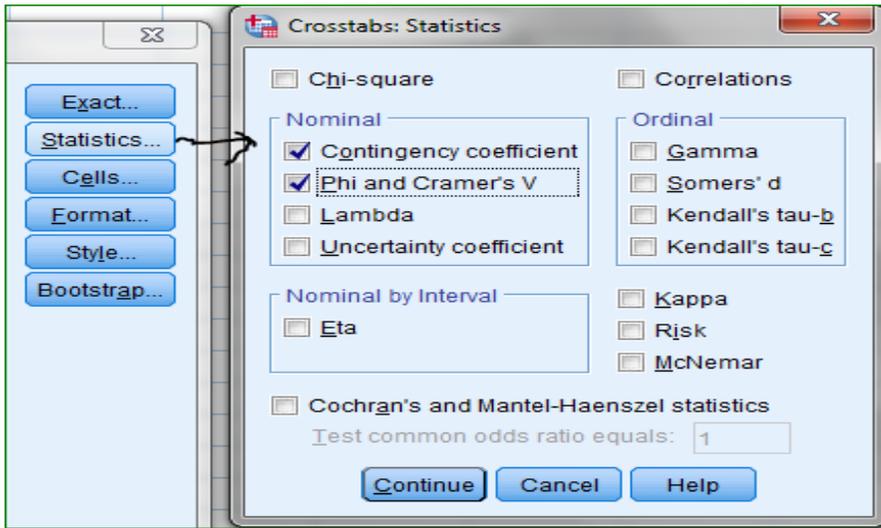
ثانياً : تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Crosstabs ،
تظهر الشاشة الاتية (سبق ان ظهرت في اجراء χ^2):



2. انقل Job الي مربع Row(s)→

3. انقل happy الي مربع Column(s)→

4. اضغط اختيار Statistics تظهر الشاشة الاتية:



5. في مربع Nominal اضغط علي Phi and Cramer's V

Contingency Coefficient

6. اضغط Continue ثم OK

ثالثاً : تفسير المخرج :

```

CROSSTABS
  /TABLES=job BY happy
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CC PHI
  /CELLS=COUNT
  /COUNT ROUND CELL.

```

Crosstabs

job * happy Crosstabulation

Count

| | | happy | | Total |
|-------|------|-------|------|-------|
| | | 1.00 | 2.00 | |
| job | 1.00 | 6 | 14 | 20 |
| | 2.00 | 14 | 6 | 20 |
| Total | | 20 | 20 | 40 |

Symmetric Measures

| | Value | Approximate Significance |
|-------------------------|--------|--------------------------|
| Nominal by Nominal | | |
| Phi | -.400- | .011 |
| Cramer's V | .400 | .011 |
| Contingency Coefficient | .371 | .011 |
| N of Valid Cases | 40 | |

• اتضح ان $\text{Phi} = -0.400$ ، لا تضع الاشارة السالبة في الاعتبار. وهي دالة احصائياً

حيث: $\text{Significance (P)} = 0.011 < 0.05$ وحيث $0.011 < 0.05$

- Cramer's $V = 0.400$ هي مثل ϕ اذا كان عدد المستويات للمتغيرين لا يزيد عن 2، ومؤشر ϕ و V يعبروا عن قوة العلاقة.

معامل كرامير (V)

Cramer coefficient (V)

هو مقياس اخر لتقدير العلاقة او الاعتمادية بين متغيرين اسمين بحيث يكون عدد مستويات او تصنيفات أحد المتغيرات أو كلاهما اثنان فأكثر، وهذا المؤشر لا يتأثر بعدد الملاحظات أو القياسات في الخلايا وكذلك بعدد تصنيفات المتغيرات الاسمية عكس معامل التوافق (C) وتتراوح قيمته من بين 0.0 الى 1.0

اختبارات الفروض لقضية بحثية

اراد باحث دراسة العلاقة بين الجنس و تفضيل الشعب في احد الكليات وهي كلية التربية حيث تضم اربعة شعب هي رياضيات ولغه انجليزية ولغه عربية وعلوم، واختار عينه من 79 طالب وطالبة من الملحقين بالكلية. وتفضيلاتهم كالاتى:

| الشعب | | | | | | |
|---------|---------|------|---------|------|---------|-------|
| المجموع | انجليزي | عربي | رياضيات | علوم | | |
| 36 | 14 | 11 | 5 | 6 | ذكر | الجنس |
| 43 | 8 | 7 | 7 | 21 | انثى | |
| 79 | 22 | 18 | 12 | 27 | المجموع | |

وأراد اختبار ما اذا كان تفضيل الشعبة والجنس معتمدين؟ أو العلاقة بين الجنس وتفضيل الشعبة؟.

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل توجد علاقة بين تفضيل الشعبة والجنس؟، أو هل يعتمد تفضيل الشعبة على الجنس؟.

2. فرض البحث: تفضيل الشعبة مرتبط أو يعتمد على الجنس.
3. متغيرات البحث: تفضيل الشعبة: تابع- اسمى بأربعة مستويات، الجنس : مستقل- اسمى بمستويين.

4. منهج البحث: الارتباطى.

5. النموذج الاحصائي: النموذج البسيط حيث يوجد متغيرين والاحصاء لابارامترى، والاختبار الاحصائي: معامل ارتباط كرامير (V).

خطوات اختبارات الفروض الصفرية:

1. الفروض الاحصائية: الفرض الصفرى (H0): لا توجد علاقة بين تفضيل الشعبة مستقل عن الجنس في المجتمع أو تفضيل الشعبة مستقل عن الجنس. الفرض البديل (HA): تفضيل الشعبة يعتمد على الجنس.

2. الاختبار المناسب ومسلماته: الاختبار هو معامل كرامير ويتحدد بالصيغة الاتية:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{N[(r \text{ or } c) - 1]}}$$

• χ^2 قيمة المحسوبة

• N حجم العينة.

- $[(r \text{ or } c) - 1]$ عدد الصفوف او الاعمدة الاصغر عدداً أو df (الصغرى) درجة الحرية الصغرى سواء للصف او العمود.

وهذا الاختبار له نفس مسلمات احصاء χ^2 .

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: مستوى الدلالة الاحصائية $\alpha = 0.05$ ، و $df =$

$$3 = (2-1)(4-1), \text{ اذا قيمة } \chi^2 \text{ الجدولية} = 7.81$$

تكون قاعده القرار كما هو الحال فى احصاء χ^2 كالاتى:

$$\chi^2 \text{ المحسوبة} \leq \chi^2 \text{ الجدولية، نرفض } H_0$$

4. الحسابات: لابد من اتباع الخطوات الاتية:

• حساب احصاء χ^2 كالاتى:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

$$= \frac{(6-12.3)^2}{12.3} + \frac{(21-14.7)^2}{14.7} + \frac{(5-5.5)^2}{5.5} + \frac{(7-6.5)^2}{6.5} + \frac{(11-8.2)^2}{8.2} +$$

$$\frac{(7-9.8)^2}{9.8} + \frac{(14-10)^2}{10} + \frac{(8-12)^2}{12}$$

$$= 10.66$$

$$V = \sqrt{\frac{10.66}{79(2-1)}} = 0.367$$

5. القرار والتفسير: χ^2 (المحسوبة) < 10.66 χ^2 (الجدولية) 7.81، إذاً نرفض الفرض الصفري وعليه توجد علاقة ارتباطية دالة احصائياً بين الجنس وتفضيل الشعبة في كلية التربية.

6. حجم التأثير: حدد Cohen (1988) حدود قطع لتفسير معامل كرامير (V):

الجدول (1.7): حدود قطع لتفسير معامل كرامير (V).

| حجم التأثير | | | |
|-------------|-------|------|----|
| كبير | متوسط | صغير | df |
| 0.50 | 0.30 | 0.10 | 1 |
| 0.35 | 0.21 | 0.07 | 2 |
| 0.29 | 0.17 | 0.06 | 3 |

إذا حجم التأثير في المثال السابق من النوع الكبير وهي علاقة قوية.

كتابة نتائج معامل كرامير في التقارير البحثية وفقاً لـ APA

أظهرت النتائج وجود دلالة احصائية $p < 0.05$ ، $\chi^2(3,N=79) = 10.66$ اي اعتمادية بين الجنس وتفضيل الشعبة كما أظهرت النتائج وجود معامل ارتباط دال احصائياً بين الجنس وتفضيل الشعبة في كلية التربية: $V = 0.367$ وهو معامل ارتباط قوى بين المتغيرين.

اجراء معامل كرامير (V) في برنامج SPSS.

اولاً: ادخال البيانات : 1. اضغط Variable view ، اكتب مسمي المتغيرات في عمود Name وهي:

- الجنس Sex : 1 = ذكر ، 2 = انثي
- الشعبة Class : علوم = 1 ، رياضيات = 2 ، عربي = 3 ، انجليزي = 4
- التكرار Frequency

| | sex | class | frequency |
|---|------|-------|-----------|
| 1 | 1.00 | 1.00 | 6.00 |
| 2 | 1.00 | 2.00 | 5.00 |
| 3 | 1.00 | 3.00 | 11.00 |
| 4 | 1.00 | 4.00 | 14.00 |
| 5 | 2.00 | 1.00 | 21.00 |
| 6 | 2.00 | 2.00 | 7.00 |
| 7 | 2.00 | 3.00 | 7.00 |
| 8 | 2.00 | 4.00 | 8.00 |
| 9 | | | |

2. ادخل البيانات كما في الشكل الاتي:

3. اضغط Data → weight cases

4. اضغط علي Weight cases by وانقل Frequency

الي مربع Variable Frequency ثم اضغط OK

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Crosstabs

2. انقل sex الي مربع Row(s)

3. انقل class الي مربع Column(s)

4. اضغط Statistics (كما في امر ϕ) ثم اضغط Chi-square

5. في مربع Nominal اضغط Phi and Cramer's V

6. اضغط Continue ثم OK

ثالثاً: المخرج:

Chi-Square Tests

| | Value | df | Asymptotic Significance (2-sided) |
|------------------------------|---------------------|----|-----------------------------------|
| Pearson Chi-Square | 10.655 ^a | 3 | .014 |
| Likelihood Ratio | 11.093 | 3 | .011 |
| Linear-by-Linear Association | 9.850 | 1 | .002 |
| N of Valid Cases | 79 | | |

a. 0 cells (0.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.47.

يتضح ان: sig= 0.014 , $\chi^2 = 10.655$ وهي دالة احصائياً اذا يوجد اعتمادية، ومقدار العلاقة تتحدد من خلال: sig(p)=0.014 , Cramer's V = 0.367 وهي دالة احصائياً وعليه يتم رفض H_0 بالتالي توجد علاقة بين الجنس والشعبة المفضلة وهي:

$$= \sqrt{\frac{\chi^2}{N(2-1)}} = \sqrt{\frac{0.655}{79}} = 0.367$$

لاحظ ان ρ غير مناسب لحساب معامل الارتباط لان احد المتغيرات يزيد عدد مستوياته عن 2.

معامل التوافق او الاقتران (C)

Contingency coefficient

هو مقياس لتحديد درجة العلاقة بين متغيرين من مستوى قياس اسمى وليس من الضروري وجود بناء تحتى متصل للتصنيفات المختلفه للمتغير ويقدر من جدول الاقتران حيث توضع تكرارات المتغيرين فى جدول ذو بعدين فى صفوف وأعمده، وهو احصاء قائم على احصاء χ^2 لاختبار العلاقة والاستقلالية للقياسات فى جدول اقترانى 2×2 . ولكن معامل الاقتران (C) ليس مقصورا على جدول 2×2 ، حيث يمكن ان يزيد مستويات أو تصنيفات المتغيرين عن اثنان ويأخذ قيم من 0.0 الى 1.0 حيث يشير الصفر الى عدم وجود علاقة على الاطلاق بين المتغيرين (استقلاليه تامه)،

بكلمات أخرى كلما اقتربت القيمة من الصفر يدل على علاقه ضعيفة وكلما اقتربت من 1.00 دل على علاقة قوية.

يوجد محددات لمعامل التوافق اهمها: يشير (1965) Siegel لأى معامل ارتباط خاصيتين:

- اذا لم توجد علاقة على الاطلاق فإن معامل الارتباط يساوى صفر.
 - عندما توجد علاقة تامة بمعنى ان المتغيرات فى حاله اعتمادية تامة مع بعضها البعض فإن معامل الارتباط يساوى 1.00.
- ولكن معامل التوافق تتوفر فيه الخاصيه الاولى ولا تتوفر له الخاصية الثانية.

- يوجد محدد ثانى لمعامل التوافق وهو ان الحد الاعلى لمعامل التوافق هو وظيفة لعدد التصنيفات وعليه فإن اذا كان الجدول 2×2 فإن الحد الاعلى لـ C هو:

$$C = \sqrt{\frac{K-1}{K}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = 0.707$$

وإذا كان الجدول 3×3 فان:

$$C = \sqrt{\frac{2}{3}} = 0.816$$

وعلى ذلك فإن قيمة C تزيد كلما زادت عدد التصنيفات للعوامل أو للمتغيرات.

- يعتمد فى حساباته على احصاء χ^2 وهذا بدوره يتطلب توافر مسلمات χ^2 وهو وجود حد انى من التكرار المتوقع فى 20% من الخلايا اى لا يقل عن 5.
- لا يمكن مقارنته مباشرة بأى من مقاييس العلاقه مثل بيرسون وسبيرمان وكندال وغيرها.

وفى ضوء هذه المحددات فلا تتوقع ان يتمتع معامل التوافق بالقوة لتحديد طبيعة الارتباط فى المجتمع، وعلى الرغم من سهولة حسابه وحرية من اى قيود فإنه لا

ينصح باستخدامه (Siegel (1965)، وقيمة معامل التوافق لا تتغير كلما تغيرت حجم العينة وهذا الاحصاء مشتق من χ^2 .

اختبارات الفروض لقضية بحثية

قام باحث بإجراء استطلاع رأى حول مدى تفضيل الذكور والاناث للالتحاق فى الشعب العلميه والادبية فى الثانوية العامة. واختار عينة عشوائية من 159 طالبة وطالب وحصل على البيانات الآتية:

| الشعبة الجنس | ادبي | علمى | المجموع |
|-----------------|------|------|---------|
| ذكر | 17 | 40 | 57 |
| انثى | 33 | 19 | 52 |
| المجموع | 50 | 59 | 104 |

واراد اختبار ما اذا كانت توجد علاقة (اعتمادية) بين تفضيل الشعبة والجنس؟.

خطوات البحث:

- 1 . مشكلة البحث: هل توجد علاقة بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة؟
2. فرض البحث: توجد علاقة ارتباطية بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة. او بكلمات أخرى : توجد اعتمادية بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة.
3. متغيرات البحث: المتغير الاول: الجنس: اسمى (بمستويين)، المتغير الثانى: الشعبة: اسمى (بمستويين).

لاحظ لم نستطيع تحديد المتغير المستقل او التابع لان مقاييس العلاقة لا تتطلب هذا. ولكن يبدو ان الجنس متغير مستقل لانه سابق فى الحدوث زمنياً والشعبة متغير تابع.

4. **منهج البحث:** يستخدم فى تصميم البحث الارتباطى وكذلك فى التصميمات التجريبية التى تكون فيها القياسات للمتغير التابع تصنيفية (0، 1)

5. **النموذج الاحصائى:** احصاء النموذج البسيط اللابارامترى، والاختبار المناسب: معامل التوافق (C). لاحظ انه يمكن استخدام معامل ارتباط فاى(φ).

خطوات اختيارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية:

الفرض الصفرى (H0): لا توجد علاقة بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة فى المجتمع.

الفرض البديل (HA) : توجد علاقة بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة فى المجتمع .

2. **الاختبار الاحصائى ومسلماته:** اختبار معامل التوافق (C) ويحدد كالاتي :

$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + N}}$$

- χ^2 قيمة الاختبار المحسوبة.
- N حجم العينة او مجموع افراد العينة.

ومسلماته:

- المتغيرين من مستوى القياس الاسمى بمستويين فأكثر ولا يتطلب ان يكون البناء التحتى للمتغيرات الاسميه متصلة.
- العشوائية: يتم اختيار العينة عشوائياً.
- لا يقل التكرار المتوقع فى كل خلية عن 0.5.
- الاستقلالية: عدد الافراد فى كل خليه مستقل عن عدد الافراد فى خلية أخرى وكذلك استجابة الفرد داخل الخليه مستقل عن زملائه فى الخلية،

وباستخدام احصاء χ^2 حيث ان درجات الحرجه:

$$df = (C-1)(r-1) \\ = (2-1)(2-1) = 1$$

3 . مستوى الدلالة الاحصائي وقاعدة القرار: الباحث تبنى مستوى دلالة احصائية $\alpha = 0.05$ ، وبالكشف فى جداول χ^2 بـ $df=1$ ، $\alpha=0.05$ ، اذا فالقيمة الحرجة (الجدولية) = 3.841. ويمكن اختبار الدلالة الاحصائية لـ C من خلال معامل ارتباط بيرسون r حيث ان C حالة خاصة منه، على الرغم ان (Miller 2014) يؤكد ان تفسير هذا المعامل يكون بصوره ذاتية.

4. الحسابات: لحساب هذا الاختبار تتبع الخطوات الاتيه:

- حساب قيمة اختبار χ^2 (يرجى الرجوع الى فصل χ^2)
وبحساب قيمة χ^2 اتضح انها :

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 12.39$$

اذا:

$$C = \sqrt{\frac{12.39}{12.39+109}} = 0.32$$

وهذا معامل ارتباط متوسط موجب.

5. القرار والتفسير: بما ان القيمة المحسوبة (12.39) < القيمة الحرجة (3.84) ، اذا نرفض الفرض الصفري وعلى ذلك فان المتغيرين الجنس والتفضيل الشعبة في الثانوية العامة معتمدين او توجد علاقة بين الجنس وتفضيل الشعبة في الثانوية العامة ولمعرفة اى خلية هى التى احدثت الدلالة يمكن بالنظر الى تكررات الخلايا فتلاحظ 40 طالب ذكر كانت تفضيلاتهم علمى و 33 طالبة انثى كانت تفضيلاتهم ادبي ، اذا كون الطالبه ذكر يفضل علمى وكون الطالبه انثى تفضل ادبي.

تنفيذ معامل ارتباط التوافق في SPSS

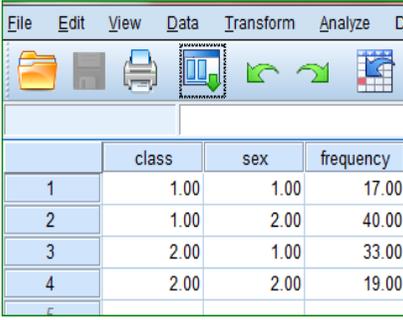
اولاً: ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة (ادخال تصنيفات المتغيرات وتكرارها)

1. اضغط Variable view (اسفل الشاشة الافتتاحية)

2. تحت عمود Name اكتب مسمي المتغيرات كالآتي:

- الشعبة Class: وفي عمود Values يمكن تحديده: ادبي = 1 ، علمي = 2
 - الجنس Sex: ذكر = 1 ، انثي = 2، وفي عمود Values عرف هذه القيم
- Frequency -

3. اضغط Data view يظهر ثلاث متغيرات في ثلاثة اعمدة:



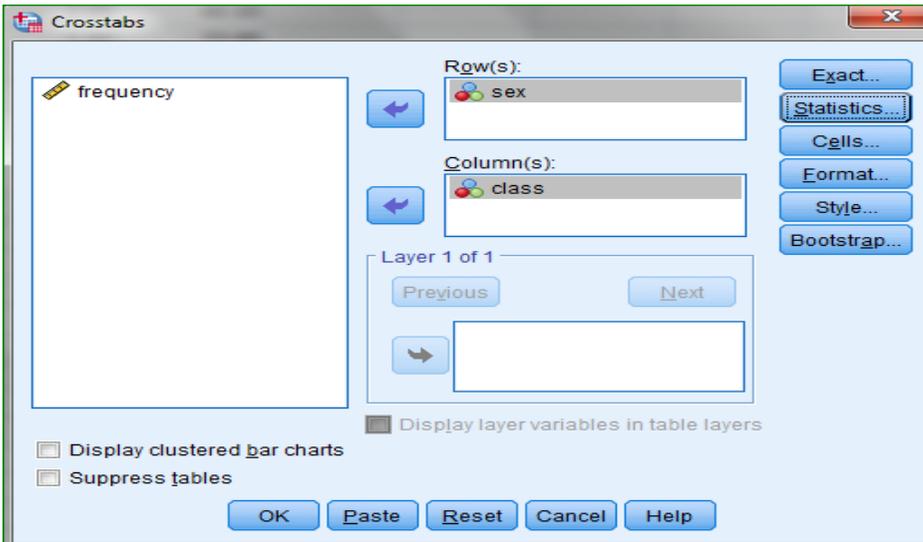
| | class | sex | frequency |
|---|-------|------|-----------|
| 1 | 1.00 | 1.00 | 17.00 |
| 2 | 1.00 | 2.00 | 40.00 |
| 3 | 2.00 | 1.00 | 33.00 |
| 4 | 2.00 | 2.00 | 19.00 |

4. ادخل البيانات ثم اضغط علي قائمة Data ثم اختار Weight cases تظهر الشاشة الاتية:

5. اضغط علي Weight cases ثم انقل

Frequency الي مربع Frequency variable، ثم اضغط OK

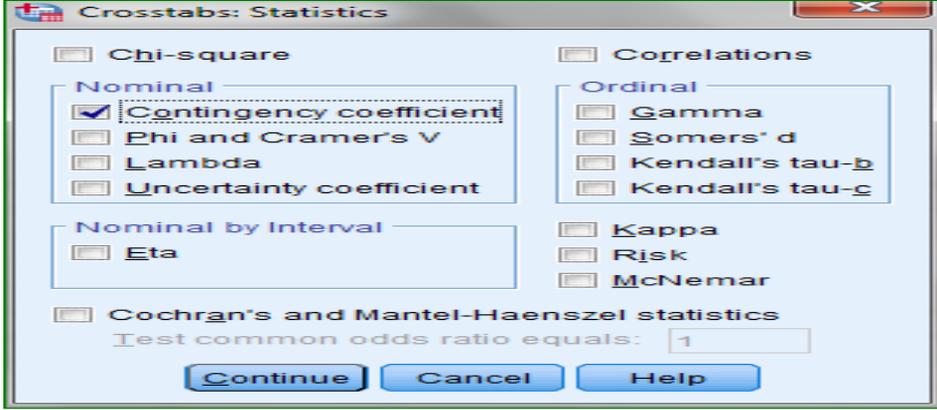
ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Crosstabs → Descriptive statistics → Analyze تظهر الشاشة:



2. انقل Sex الي مربع Row(s)

3. انقل Class الي مربع Column(s)

4. اضغط علي اختيار Statistics علي يمين الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



5. في مربع Nominal اضغط Contingency Coefficient.

6. اضغط Continue، ثم OK

ثالثاً : تفسير المخرج :اعطي الجدول الاتي:

Symmetric Measures

| | | Value | Approximate Significance |
|--------------------|-------------------------|-------|--------------------------|
| Nominal by Nominal | Contingency Coefficient | .319 | .000 |
| N of Valid Cases | | 109 | |

حيث قيمة معامل التوافق او الاقتران = 0.319 لـ 109 فرد و Approximate Sig = 0.000 (P) ، ولذلك فهي دالة عند 0.01 حيث: $0.01(\alpha) < 0.00(P)$ ، ولكن ما الفرق بين معامل الارتباط ρ ومعامل الاقتران C ؟، بالرجوع الي تنفيذ الامر واضغط في مربع Nominal علي Phi and Cramer V يعطي المخرج:

Symmetric Measures

| | | Value | Approximate Significance |
|------------------|------------|--------|--------------------------|
| Nominal by | Phi | -.337- | .000 |
| Nominal | Cramer's V | .337 | .000 |
| N of Valid Cases | | 109 | |

يتضح ان $\Phi = 0.337$ (تجاهل الاشارة السالبة) يحدد قوة العلاقة بين المتغيرين الاسميين وحساباته: $\varphi = \frac{\chi^2}{N}$ ، بينما C يحدد درجة وقوة العلاقة.

الفصل الثامن

معامل ارتباط سبيرمان الرتبي

Spearman rank order correlation coefficient

في بعض القضايا البحثية وكذلك بعض التجارب تكون النواتج أو القياسات عبارة عن رتب كدراسة العلاقة بين تقدير الكلية والترتيب في الاسرة او اعطاء تقديرات للمتغيرات في التجربة مثل جيد - مقبول - ضعيف، وعلي ذلك فان القياسات تتبع من مستوي القياس الرتبي ويوجد اساليب شائعة لتقدير الارتباط بين متغيرين رتبين اهمهما معامل الارتباط سبيرمان الرتبي ومعامل ارتباط كندال تاو وكذلك يستخدم معامل ارتباط سومير Somer index d statistics ولتقدير العلاقة لهذه البيانات تستخدم مقاييس علاقة متنوعة اهمها:

الهدف: يهدف الي تحديد درجة العلاقة بين متغيرين رتبين وعندما تستخدم صيغة معامل ارتباط بيرسون مع بيانات رتبية فان الناتج معامل ارتباط سبيرمان هو احصاء لبارامترى لتكميم العلاقة بين متغيرين من مستوي القياس الرتبي وبأخذ قيم تتراوح من -1.00 الي +1.00 . ويستخدم معامل ارتباط سبيرمان كبديل لمعامل ارتباط بيرسون في موقفين:

- لتقدير العلاقة بين متغيرين X ، Y وكلاهما ينبع من مستوي القياس الرتبي .
- لتقدير العلاقة بين متغيرين X ، Y من مستوي القياس الفتري او النسبي ولكن لا تتحقق مسلمات معامل ارتباط بيرسون خاصة الخطية وذلك لان معامل ارتباط بيرسون هو مقياس لدرجة العلاقة الخطية بين المتغيرين .

ومعامل سبيرمان (رو) Spearman(ρ) وياخذ الرمز rs ويقدر rs من خلال تطبيق صيغة معادلة معامل ارتباط بيرسون للبيانات الرتبية ولكن في حالة وجود رتب متشابهة(مكررة) فان صيغة بيرسون لا تعطي نفس النتائج (Howell, 2013)، وعليه فان معامل ارتباط سبيرمان هو مقياس لاتجاه وقوة العلاقة الخطية بين رتب متغيرين.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

اراد باحث دراسة العلاقة بين تقدير الذات (الدرجة من 10) والتحصيل في مادة الرياضيات (الدرجة من10) وحصل علي عينة مكونة من 8 طلاب وكانت درجاتهم كالاتي:

| درجة تقدير الذات | درجة التحصيل |
|------------------|--------------|
| X | Y |
| 1 | 1 |
| 1 | 3 |
| 3 | 2 |
| 4 | 6 |
| 5 | 4 |
| 6 | 7 |
| 7 | 8 |
| 8 | 5 |

واراد الباحث اختبار ما اذا كانت توجد علاقة بين تقدير الذات والرياضيات؟.

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل توجد علاقة بين تقدير الذات والتحصيل في الرياضيات؟.
2. فرض البحث: توجد علاقة ارتباطية بين رتب تقدير الذات ورتب التحصيل في الرياضيات.
3. متغيرات البحث: تقدير الذات : فترتي ولكن يحول الي رتب لعدم توافر شرط الخطية اللازمة لمعامل ارتباط بيرسون وعليه فإن: تقدير الذات : رتبي - منفصل، التحصيل : فترتي يحول الي : رتبي - منفصل.

4. منهج البحث: تصميم البحث الارتباطي.

5. النموذج الاحصائي: النموذج البسيط ويستخدم الاحصاء اللابارامتري، الاحصاء المستخدم: معامل ارتباط سبيرمان الرتبي.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية: الفرض الصفرى (H0): لا توجد علاقة بين تقدير الذات والتحصيل فى المجتمع.

$$\rho = 0.0$$

الفرض البديل (HA): توجد علاقة بين تقدير الذات والتحصيل او توجد علاقة بين رتب تقدير الذات ورتب التحصيل فى المجتمع.

$$\rho = 0.0$$

• ρ معامل ارتباط سبيرمان فى المجتمع

2. الاختبار ومسلماته: الاختبار هو معامل ارتباط سبيرمان وتحدد بالصيغة الاتية :

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{n(n^2 - 1)}$$

• D الفرق بين كل زوج رتب (R_x - R_y) ، R_x رتبة الدرجة X_i ، R_y رتبة الدرجة Y_i

• n عدد ازواج الرتب (العينة).

ومسلماته:

• البيانات للمتغيرين من مستوى رتبي.

• العينة مختارة عشوائياً.

3. مستوي الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: عند تحديد قاعدة القرار لمعامل ارتباط

بيرسون يفترض توافر الاعتدالية والتجانس لاعطاء اختبار دلالة t او حدود الثقة ولكن

مع الرتب فان البيانات لا تتوزع اعتدالياً ولذلك لا توجد طريقة مقبولة او متفق عليها لحساب الخطأ المعياري لـ r_s للعينات الصغيرة وعليه فان حساب حدود الثقة لـ r_s غير عملي ولكن توجد بعض المجلدات التي تعرض جدول القيم الحرجة لمعامل ارتباط بيرسون r_s ولكن لعينة $N > 28$ وهذه الجداول تكون تقريبية r_s ولكن استخدام معامل ارتباط سبيرمان دائماً يكون لعينات صغيرة وعليه يري (2013) Howell عدم وجود اختبار جيد للدلالة الاحصائية لـ r_s ولكن معظم الباحثون يتبعون قاعدة القرار كما هو الحال في معامل ارتباط بيرسون. ولكن (2015) Privitera عرض جزء من جداول معامل ارتباط سبيرمان لحجم عينة تبدأ من 4 حتى 100. حيث تكون قاعدة القرار في ضوء $\alpha = 0.05$ ، واختبار ذو ذيلين، وحجم عينة $(N) = 8$ فان قيمة r_s الحرجة $= 0.738$. وعليه اذا كانت r_s المحسوبة $< r_s$ الحرجة نرفض H_0 . ويمكن اتخاذ قاعدة قرار اخري في ضوء معامل بيرسون حيث $\alpha = 0.05$ و $df = 8 - 2 = 6$ ولاختبار ذو ذيلين فان r : الحرجة $= 0.707$

ويقترح (1989) Ferguson & Takane بأنه يمكن حساب دلالة ρ من خلال اختبار T لعينة تساوى 10 فأكثر حيث ان $\alpha = 0.05$ و $df = 6$ ولاختبار ذو ذيلين فان T: الحرجة $= 2.447$.

4. الحسابات: لحساب معامل ارتباط سبيرمان لابد من اتباع الخطوات الآتية:

- رتب درجات كل متغير علي حده (R) ولاحظ اذا وجدت رتب متشابهة فخذ متوسط هذه الرتب لقيم الدرجات المناظرة لها.
- احسب الفرق بين رتب الدرجات المتغيرين (D).
- ربع فروق الرتب D^2 .
- احسب معامل ارتباط سبيرمان r_s من المعادلة السابقة.

| X | Y | Rx | Ry | D | D ² |
|---|---|-----|----|------|----------------|
| 1 | 1 | 1.5 | -1 | 0.5 | 0.25 |
| 1 | 3 | 1.5 | -3 | -1.5 | 2.25 |
| 3 | 2 | 3 | 2 | 1 | 1.0 |
| 4 | 6 | 4 | 6 | -2 | 4.0 |
| 5 | 4 | 5 | 4 | 1 | 1.0 |
| 6 | 7 | 6 | 7 | -1 | 1.0 |
| 7 | 8 | 7 | 8 | -1 | 1.0 |
| 8 | 5 | 8 | 5 | 3 | 9.0 |

لاحظ ان الدرجتين 1 ، 1 في المتغير X متوسط رتبتهما: $1.5 = \frac{2+3}{2}$

بالتعويض في القانون:

$$r_s = 1 - \frac{6(19.50)}{8(8^2 - 1)} = 1 - 0.232 = 0.768$$

ويرى (1956) Siegel ان الملاحظات او الرتب المتماثلة Tied Observation لها تاثير على قيمة r_s ، لكن اذا كانت نسبة الملاحظات المتشابهة كبيرة فلا بد من تصحيح لـ r_s كالآتي:

$$T = \frac{t^3 - t}{12}$$

وسبق إجراء ذلك في إختبار كروسكال والاس، ولكن اجراء هذا التصحيح لن يغير كثيراً في قيمة الاختبار. فإذا كانت $r_s = .6160$ فبعد التصحيح $r_s = .6107$ ، فالتصحيح يحدث تضخم بدرجة محدودة جداً لقيمة r_s .

5. القرار و التفسير: r_s المحسوبة (0.768) $r_s < (0.738)$ الحرجة

والدلالة من خلال اختبار T كالاتي(يفضل استخدامها لعينة اكبر من عشرة افراد):

$$T = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} = 0.768 \sqrt{\frac{6}{0.232}} = 5.08$$

إذاً: T المحسوبة (5.08) $T <$ الجدولية (2.77)، وعليه نرفض الفرض الصفري وعلي ذلك توجد علاقة ارتباطية دالة احصائية بين تقدير الذات والتحصيل في الرياضيات وهي علاقة موجبة طردية.

6. **حجم التأثير:** مما ينطبق علي معامل ارتباط بيرسون (r) ينطبق علي معامل ارتباط سبيرمان r_s هي الحدود التي اقترحها (Cohen, 1988) وهي:

$$0.1 \leq r < 0.3$$

حجم تأثير ضعيف

$$0.3 \leq r < 0.5$$

حجم تأثير متوسط

$$r \geq 0.5$$

حجم تأثير كبير

وبالتالي فان العلاقة بين تقدير الذات والتحصيل طردية قوية.

ويمكن حساب نسبة التباين المفسر (معامل التحديد) من تربيع قيمة معامل ارتباط سبيرمان كالاتي:

$$r_s^2 = (0.768)^2 = 0.577$$

وعليه فان تقدير الذات فسر %57.7 من تباين التحصيل. و اشار Linebach, Tesch, & Kovacsiss (2014) الى انه يمكن تحويل قيمة r_s الى قيمة اختبار T كالاتي:

$$T = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}}$$

$$T = 0.768 \sqrt{\frac{8-2}{1-0.577}} = 2.93$$

وبالكشف في جداول T لاختبار ذو ذيلين عند 0.05 و لدرجات حرية: df
= N - 2 = 8 - 2 = 6

فإن القيمة الجدولية لـ T هي 2.447 وعليه فإن:

القيمة المحسوبة (2.93) < القيمة الجدولية (2.447)، بالتالي نرفض الفرض الصفري.

كتابة نتائج معامل ارتباط سبيرمان في تقرير البحث وفقاً لـ APA

باستخدام معامل ارتباط سبيرمان rs اشارت النتائج الى وجود علاقة ارتباطية دالة احصائية: $r_{s(6)} = 0.766, P < 0.05$ ، حيث 6 تعبر عن درجات الحرية.

تنفيذ معامل ارتباط سبيرمان في SPSS

اولاً: ادخال البيانات: 1. اضغط Variable view ، في عمود Name اكتب مسمي

المتغيرات كالاتي: تقدير الذات esteem ، التحصيل achievement

2. اضغط Data view يظهر متغيرين في عمودين، ابدأ في ادخال البيانات.

ثانياً: تنفيذ الامر: قبل تنفيذ امر معامل ارتباط سبيرمان يجب التحقق من مسلمة الخطية للرتب لان معامل الارتباط بين الرتب هو افضل تقريب للخط المستقيم.

خطوات التحقق من مسلمة الخطية:

1. اضغط علي قائمة Transform

2. اختار Rank cases تظهر الشاشة الاتية:

| esteem | achievement | Resteem | Rachiev | var | va |
|--------|-------------|---------|---------|-----|----|
| 1.00 | 1.00 | 1.500 | 1.000 | | |
| 1.00 | 3.00 | 1.500 | 3.000 | | |
| 3.00 | 2.00 | 3.000 | 2.000 | | |
| 4.00 | 6.00 | 4.000 | 6.000 | | |
| 5.00 | 4.00 | 5.000 | 4.000 | | |
| 6.00 | 7.00 | 6.000 | 7.000 | | |
| 7.00 | 8.00 | 7.000 | 8.000 | | |
| 8.00 | 5.00 | 8.000 | 5.000 | | |

3. اضغط علي Esteem ثم اضغط لـ وانقله الي مربع Variables

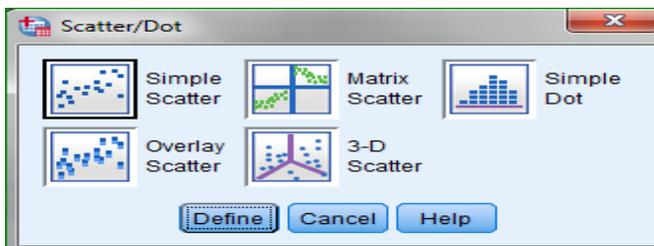
4. اضغط علي achievement ثم اضغط لـ وانقله الي مربع Variables

5. في مربع Assign Rank اختر Smallest value (هي منشطة بدون ان تطلبها)

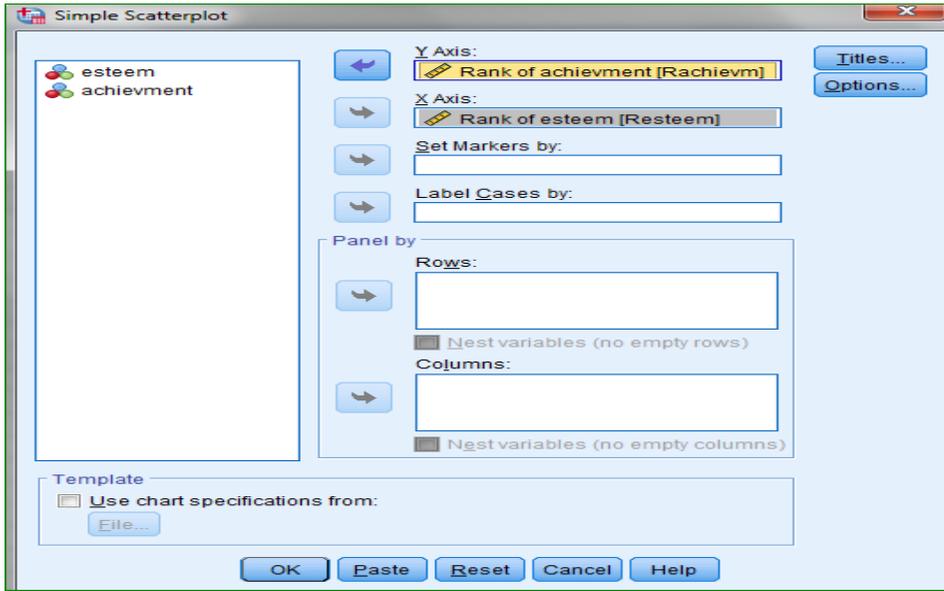
6. اضغط OK

المخرج: انظر الي ملف البيانات(الشاشة السابقة) نلاحظ انه انشى متغيرين جديدين Resteem , Rachiev وهما عبارة عن رتب المتغيرين ،بعد ذلك تحقق من الخطية علي رتب المتغيرين من خلال امر Scatter Plot وينفذ كالاتي:

1. اضغط Scatter Dot → Legacy Dialogs → Graphs تظهر الشاشة:



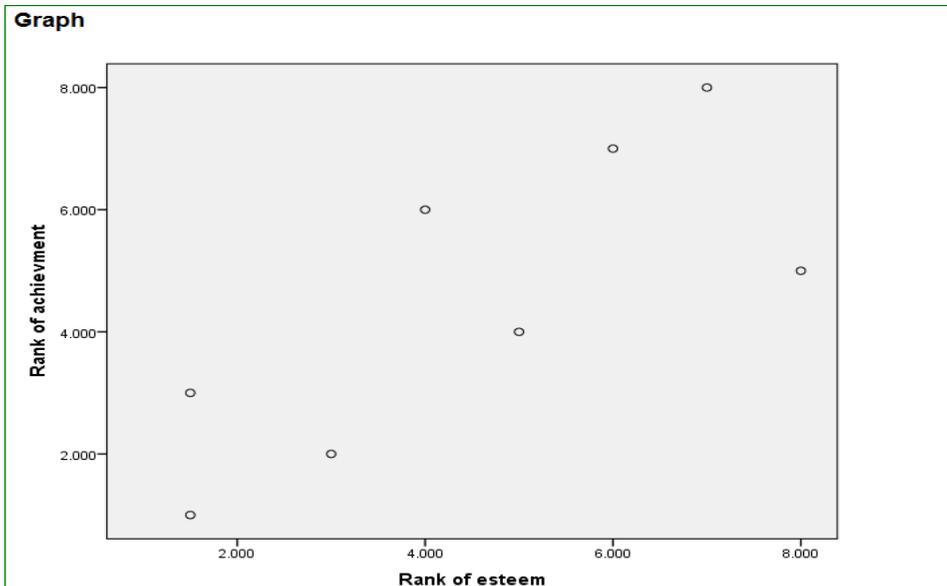
2. اضغط علي Simple Scatter ثم اضغط Define تظهر الشاشة الاتية:



3. انقل Resteem الي مربع X Axis

4. انقل Rachiev الي مربع Y Axis

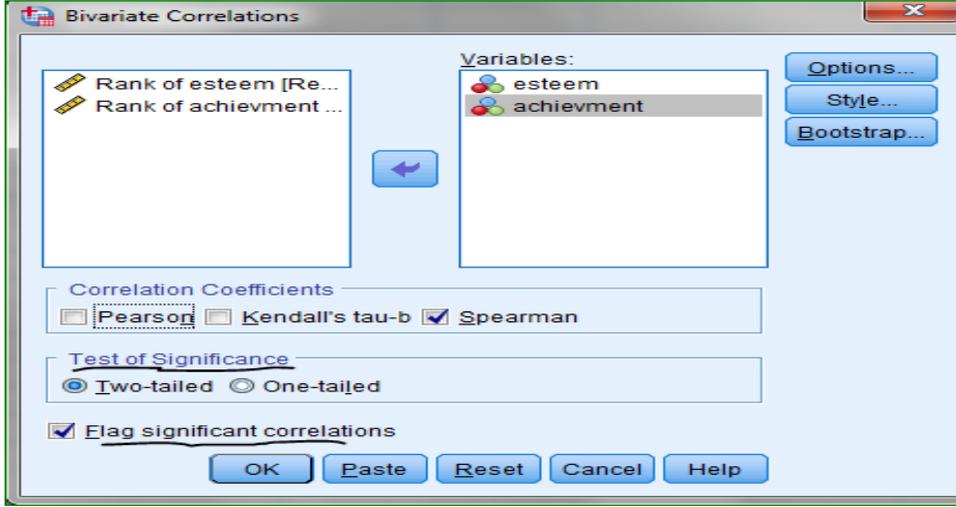
5. اضغط OK، يظهر الشكل البياني الاتي:



يبدو ان العلاقة الخطية غير متوفرة بدرجة تامة ولكنها تبدو بدرجة متوسطة حيث عبارة عن شكل بيضاوي وعلي ذلك يمكن استخدام معامل ارتباط سبيرمان الي حداً ما.

تنفيذ امر سبيرمان

1. اضغط علي قائمة Analyze → Correlate → Bivariate تظهر الشاشة:



2. اضغط علي esteem وانقله لـ الي مربع Variables

3. انقل لـ achievement الي مربع Variables

4. اضغط علي Spearman

5. يمكن تحديد نوعية الاختبار من مربع Test of significance سواء كان ذو ذيل واحد او ذو ذيلين

6. يمكن اختيار Flag Significant Correlations وهي تعني ان يقوم البرنامج باعطاء العلامة او النجمة (*) لتحديد ما اذا كان معامل الارتباط دال عند 0.01 او (***) لتحديد ما اذا كان معامل الارتباط دال عند 0.05 وهي نشطة بطبيعتها. ومن الافضل الابقاء عليها.

7. اضغط OK

ثالثاً: تفسير المخرج: اعطي جدول الارتباطات:

NONPAR CORR

/VARIABLES=esteem achievment
/PRINT=SPEARMAN TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE.

Nonparametric Correlations

Correlations

| | | | esteem | achievment |
|----------------|------------|-------------------------|--------|------------|
| Spearman's rho | esteem | Correlation Coefficient | 1.000 | .766* |
| | | Sig. (2-tailed) | . | .027 |
| | | N | 8 | 8 |
| | achievment | Correlation Coefficient | .766* | 1.000 |
| | | Sig. (2-tailed) | .027 | . |
| | | N | 8 | 8 |

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

وهي مصفوفة ارتباطات الخلايا القطرية لها واحد، حيث اعطي ثلاثة قيم وهي:

- 0.766: قيمة معامل ارتباط سبيرمان
- 0.027 القيمة الاحتمالية P حيث: $P (0.027) < 0.05$
- 8 حجم العينة

وعليه يُرفض H_0 وعليه توجد علاقة ارتباطية دالة احصائياً عند 0.05 بين رتب تقدير الذات ورتب التحصيل، لاحظ ان معامل الارتباط تحت الخلايا القطرية هي نفسها فوق الخلايا القطرية وعليك ان تتذكر ان معامل الارتباط بين المتغير ونفسه = 1.00.

واعطي البرنامج رسالة مفادها ان العلامة (*) تعني ان معامل الارتباط دال احصائياً عند 0.05 لاختبار ذو ذيلين ولم يعطي (***) وهي لانه غير دال عند 0.01 وهذا مفاده انه كلما زاد تقدير الذات يزيد التحصيل لان معامل الارتباط موجب.

الفصل التاسع

معامل ارتباط الرتب كيندل (تاو)

Kendall rank order correlation coefficient

(Kendall s Tau)

يهدف الي قياس العلاقة أو الاتفاق بين متغيرين حيث ان الدرجات او القيم مرتبة من الاعلي الي الادنى او من الاكثر مرغوبة الي الاقل مرغوبة او من الافضل الي السيئ. ومعامل ارتباط كيندال تاو هو البديل لمعامل ارتباط سبيرمان الرتبي ويعتبر مقياس للاتفاق بين الرتب أو التصنيفات الترتيبية للمتغيرين (Agreement)، وعليه فان معامل كندال تاو يفترض ان المتغيرين من مستوي قياس رتبي علي المستوي القياس الفعلي، ولكن سبيرمان يمكن استخدامه لبيانات فترية او نسبية عندما لا يتحقق مسلمات بيرسون، ومعامل ارتباط سبيرمان يتعامل مع الرتب كدرجات، في حين يتعامل معامل ارتباط كيندل تاو مع عدد المقلوبات او المعكوسات $Inversions$ للرتب.

يستخدم كبديل لمعامل ارتباط سبيرمان عندما يوجد قواعد بيانات صغيرة مع وجود رتب مكررة (متشابهة) بمعنى درجات كثيرة لها نفس الرتب وعلي الرغم ان معامل ارتباط سبيرمان الاكثر استخداماً في الدراسات والبحوث الا ان احصاء كيندل يعطي تقدير دقيق لمعامل الارتباط في المجتمع، والخطأ المعياري له معروف وكذلك فان معامل ارتباط كيندل تاو مفضل عن معامل ارتباط بيرسون للبيانات غير الاعتدالية. ويطلق عليه τ_a, τ_b, τ_c معامل ارتباط Kendall tau، الاختبار هو كيندال، فاختبار كيندال τ_b يستخدم للجدول المربعة اي اذا كان للمتغيرين نفس العدد من المستويات مثل 2×2 أو 3×3 وبينما كندال τ_c يستخدم للجدول المستطيلة و حيث ان المتغيرين لهم عدد مختلف من التصنيفات مثل 2×3 أو 3×4 .

وهذه الصيغ الثلاثة τ_a, τ_b, τ_c لها نفس البسط والاختلاف في عدد الأزواج التي لها رتب في نفس الاتجاه Concordant وعدد الأزواج التي لها رتب في اتجاه

معاكس discordant . فالمقام في الصيغة τa هو العدد الكلي من الأزواج والقضية في حساب τa هو الرتب المتشابهة Ties والمقام في الصيغة τb يأخذ في اعتباره الأزواج من الرتب المتشابهة في احد المتغيرات بينما لا تأخذ في اعتبارها الرتب المتشابهة في المتغير الاخر. ومثل معامل الارتباط فان قيمته تكون من 1.00 - الي +1.00 ، فالقيمة 1.00 تشير الي اتفاق تام بين الرتب للمتغيرين بينما القيمة -1.00 تشير الي عدم اتفاق علي الاطلاق.

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Siegel, 1956) :

اراد باحث دراسة معامل ارتباط كندال لمتغيرين وفيما يلي الترتيب للمتغيرين

| الفرد | A | B | C | D | E | F | G | H | I | J | K | L |
|-------|---|---|---|---|----|----|----|---|---|-----|---|----|
| X | 3 | 4 | 2 | 1 | 8 | 11 | 10 | 6 | 7 | 112 | 5 | 9 |
| Y | 2 | 6 | 5 | 1 | 10 | 9 | 8 | 3 | 4 | 12 | 7 | 11 |

حيث ان X تقديرات المحكم الاول ، Y تقديرات المحكم الثاني

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل توجد علاقة او اتفاق بين تراتيب X وتراتيب Y؟
2. فرض البحث: توجد علاقة او اتفاق بين تقديرات المحكم X و تقديرات المحكم Y
3. متغيرات البحث: X رتبي ، Y رتبي.
4. منهج البحث: منهج ارتباطي.

5. النموذج الاحصائي: احصاء النموذج البسيط اللابارامتري، والاختبار المناسب: معامل كيندال تاو.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية:

(H0) : تقديرات المحكم الاول مستقلة عن تقديرات المحكم الثاني في المجتمع.

او لا علاقة بين تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثاني في المجتمع.

(HA) : تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثاني معتمدين او توجد علاقة بين تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثاني.

2. الاختبار المناسب ومسلماته: اختبار كيندال تاو ويتحدد بالصيغة الاتية (Siegel, 1956):

$$\tau = \frac{S}{\frac{1}{2}N(N-1)}$$

• S عدد المعكوسات.

• N عدد الازواج.

ويمكن تقديرها من المعادلة الاتية:

$$\tau = \frac{2S}{N(N-1)}$$

ويقدر الخطا المعياري لكيندال τ كالاتي:

$$S\tau = \sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}$$

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث ومستوي الدلالة الاحصائية $\alpha = 0.05$ ، ويكون التوزيع العيني اعتدالي اذا كان $N \geq 10$ هذا يسمح باستخدام التوزيع العيني التقريبي لكيبدال τ باستخدام التقريب الاعتدالي لـ Z .

وتقدر الدلالة الاحصائية لهذا الاختبار كما حددها Howell (2013) كالاتي :

$$Z = \frac{\tau}{S_{\tau}}$$

$$Z = \frac{\tau}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}}$$

وهي تعتبر بمثابة القيمة الجدولية لـ Z

وقاعدة القرار تعتمد على حجم العينة فإذا كان:

- $N \leq 10$ استخدم جدول Q (كوكران).
- $N > 10$ يمكن ان تقدر قيمة Z المرتبطة لـ τ باستخدام الصيغة السابقة ويفضل استخدام لحجم عينة 30 فأكثر.

وإذا كانت P الاحتمالية أقل من α يرفض الفرض الصفري.

4. الحسابات : لابد من اعادة ترتيب الرتب في الجدول السابق حتي نبدأ بالحالة التي ترتيبها 1 و 1 ولكن اذا وجدت احد المتغيرات مرتبة من الاصغر الي الاكبر فلا داعي لاعادة الترتيب ويحسب المعكوسات علي المتغير الاخر وفي البيانات السابقة الحالة لا يوجد ترتيب من الاصغر للاكبر لاحد المتغيرات وعليه فلا بد من اعادة الترتيب.

ويمكن تلخيص خطوات حسابه بالاتي:

أ - رتب الملاحظات او الدرجات على المتغير X من 1 الى N ورتب الملاحظات او الدرجات على المتغير Y من 1 إلى N .

ب - أعد ترتيب مجموعة الرتب لـ X لتكون في ترتيبها الطبيعي 1، 2 ، 3 ،
 . N.....

ج - انظر إلى رتب Y بعد ترتيب X وحدد قيمة S في ضوء رتب Y .

د- تاكد من عدم وجود رتب متشابهة لتطبيق المعادلة السابقة .

| الفرد | X | Y |
|-------|----|-----|
| D | 1 | 1 |
| C | 2 | 5- |
| A | 3 | 2- |
| B | 4 | 6- |
| K | 5 | 7- |
| H | 6 | 3- |
| I | 7 | 4- |
| E | 8 | 10- |
| L | 9 | 11- |
| Q | 10 | 8- |
| F | 11 | 9- |
| J | 12 | 12- |

وعلي ذلك فان المتغير X له ترتيب طبيعي ومرتب من ثم فان عدد المعكوسات تقدر في ضوء المتغير Y وللرتبة 1 نقدر عدد الرتب التي اعلى منها وتطرح منها الرتب التي اقل منها فبالنسبة للرتبة 1 في رتب المتغير Y نجد أن عدد الرتب التي تمثل الاتفاق (أكبر منها) 11 وعدد الرتب التي تمثل عدم الاتفاق (اقل منها) صفر. وبالنسبة للرتبة 5 في Y نجد ان عدد الرتب التي تمثل (الاتفاق) اكبر منها 7 وعدد الرتب التي تمثل عدم الاتفاق اقل منها 3 وهكذا لبقية القيم :

$$S = (11 - 0) + (7 - 3) + (9 - 0) + (6 - 2) + (5 - 2) + (6 - 0) + (5 - 0) + (2 - 2) + (1 - 2) + (2 - 0) + (1 - 0) = 44$$

وبالتعويض في القانون :

$$\tau = \frac{44}{\frac{1}{2}(12)(12-1)}$$

$$= 0.67$$

وهذه درجة العلاقة بين تقديرات المحكم الاول و تقدير المحكم الثانى.

وتقدر قيمة Z كالاتى:

$$Z = \frac{\tau}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}}$$

$$= \frac{0.67}{\sqrt{\frac{2(2 \times 12 + 5)}{(9)(12)(12-1)}}} = 3.03$$

5. القرار والتفسير: اذاً Z المحسوبة = 3.03، والقيمة الاحتمالية P=0.0012 لرفض

H0 وعليه فان: $0.0012(P) < 0.05(\alpha)$

نرفض الفرض الصفري وعليه يوجد اتفاق او علاقة بين تقديرات المحكمان.

معامل ارتباط كيندال تاو (T) عندما يوجد رتب متشابهة Tied observations

عندما يوجد تكرار لدرجة ما او اكثر سواء كان علي المتغير x او المتغير Y فان الملاحظات او الدرجات المتماثلة تاخذ متوسط الرتب كما هو الحال في سبيرمان وبقية الاختبارات اللابارامترية ووجود الدرجات المتماثلة يغير من صيغة المعادلة الي الصيغة الاتية (Siegel, 1956) :

$$\tau = \frac{2S}{\sqrt{\frac{1}{2}N(N-1) - T_X} \sqrt{\frac{1}{2}N(N-1) - T_Y}}$$

حيث :

$$T_{Y,X} = \frac{1}{2} \sum t(t-1)$$

حيث T_X عدد الملاحظات المتشابهة في اي مجموعة متشابهة للمتغير X

$$T_Y = \frac{1}{2} \sum t(t-1)$$

T_Y عدد الملاحظات المتشابهة في اي مجموعة المشابهة للمتغير Y

مثال : لترتيب تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثانى

| المفحوص | A | B | C | D | E | F | G | H | i | j | k | L |
|---------|-----|-----|-----|-----|---|----|----|---|---|------|------|----|
| Xترتيب | 3 | 4 | 2 | 1 | 8 | 11 | 10 | 6 | 7 | 12 | 5 | 9 |
| Yترتيب | 1.5 | 1.5 | 3.5 | 3.5 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10.5 | 10.5 | 12 |

لاحظ ان 1.5 ، 1.5 هي فى الاصل 1 ، 2 وتم أخذ متوسطى الرتبين 1 ، 2 ثم يعاد الترتيب مرة اخري:

| المفحوص | D | C | A | B | K | H | I | E | L | G | F | J |
|---------|-----|-----|-----|-----|------|---|---|---|----|----|----|------|
| X | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| Y | 3.5 | 3.5 | 1.5 | 1.5 | 10.5 | 8 | 9 | 5 | 12 | 7 | 6 | 10.5 |

ثم تقدر قيمة S في ضوء Y كالآتى:

$$S = (8-2) + (8-2) + (8-0) + (8-0) + (1-5) + (3-3) + (2-3) + (4-0) + (0-3) + (1-1) + (1-0) = 25$$

حيث : (0-3) للرتبة 12 تعنى وجود ثلاثة ترتيب اصغر منها التى تليها و(0) عدد الرتب

الاكبر من 12

ثم بعد ذلك نحدد T_X و T_Y :

$$T_x = 0$$

للمتغير Y يوجد ثلاث رتب مكررة حيث يوجد فردين للرتبة 1.5 و فردين 3.5 و فردين 10.5 في اي من الحالات الثلاثة $t = 2$ ويمكن :

$$= \frac{1}{2}(2(2 - 1) + 2(2 - 1) + 2(2 - 1)) = 3$$

$$25T_x = 0 , \quad T_Y = 3 , \quad = N_s, = 12$$

وبالتعويض في المعادلة :

$$\tau = \frac{25}{\sqrt{(0.5(12)(11) - 0)(0.5(12)(11) - 3)}} = 0.39$$

وإذا لم تصحح قيمه τ من التكرارات المتماثلة وطبقنا المعادلة التي لا تضع في حسابها للتكرارات المتماثلة فان $\tau = 0.38$ ، لاحظ ان التصحيح من الرتب المتشابهة صغير نسبياً.

وقد يتساءل البعض ما الفرق بين معامل ارتباط سبيرمان rs ومعامل ارتباط كيندال τ ؟، للإجابة علي هذا السؤال تم حساب معامل ارتباط سبيرمان لبيانات المثال السابق (بدون رتب متماثلة) فان قيمتها $rs = 0.82$ بينما معامل ارتباط كندال $\tau = 0.67$ وعليه فان القيمتين مختلفتين وايضاً للمثال الذي يتضمن تكرارات متماثلة يتضح ان $rs = 0.39$ ، $\tau = 0.62$ وهذا يوضح ان τ ، rs لهما قيم مختلفة ولا يمكن مقارنتهما مباشرة ببعضهما البعض (Siegel, 1956) وايضاً يوجد فرق اخر اشار إليه (Linebach et al. 2014) وهوان الفرق الرئيسي بينهما ان نتائج معامل ارتباط كيندال تستخدم في تقدير معامل الارتباط الجزئي Partial correlation بينما لا تستخدم قيمة معامل ارتباط سبيرمان في تقديره، وعلى الرغم من ذلك فإن كلاً من المعاملين لهما نفس القدر من المعلومات والكفاءة النسبية في اختبارات الفروض ولهما

نفس القوة للكشف عن وجود العلاقة في المجتمع . فكلاهما يرفض الفرض الصفرى عند نفس مستوى الدلالة الاحصائية.

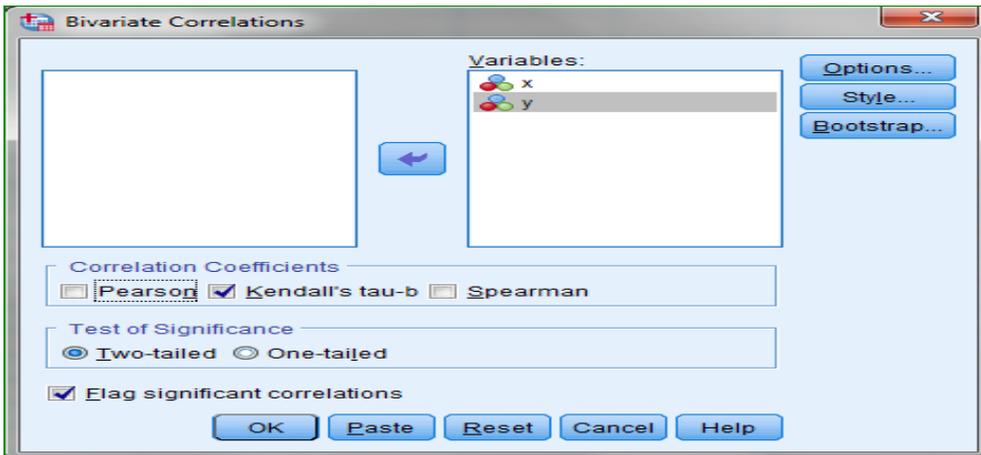
تنفيذ معامل ارتباط Kendall's Tau في SPSS

اولاً : ادخال البيانات: 1. اضغط Variable view ، تحت عمود Name اكتب مسمي

المتغيرات كالاتي : المتغير الاول X ، المتغير الثاني Y

2. اضغط علي Data view (اسفل الشاشة) يوجد متغيرين في عمودين، ابدأ في ادخال البيانات.

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Correlate → Bivariate تظهر الشاشة:



2. انقل المتغيرين X ، Y الي مربع Variables

3. اضغط علي Kendall's tau- b ثم اضغط OK

ثالثاً : المخرج:

```
NONPAR CORR
/VARIABLES=x y
/PRINT=KENDALL TWOTAIL NOSIG
/MISSING=PAIRWISE.
```

Nonparametric Correlations

Correlations

| | | x | y |
|-----------------|---|-------------------------|--------|
| Kendall's tau_b | x | Correlation Coefficient | 1.000 |
| | | Sig. (2-tailed) | .667** |
| | | N | .003 |
| y | | Correlation Coefficient | 1.000 |
| | | Sig. (2-tailed) | .667** |
| | | N | .003 |

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

اعطي مصفوفة ارتباط القيم فوق القطر مثل القيم تحت القطر حيث اعطي في الخلية ثلاثة قيم:

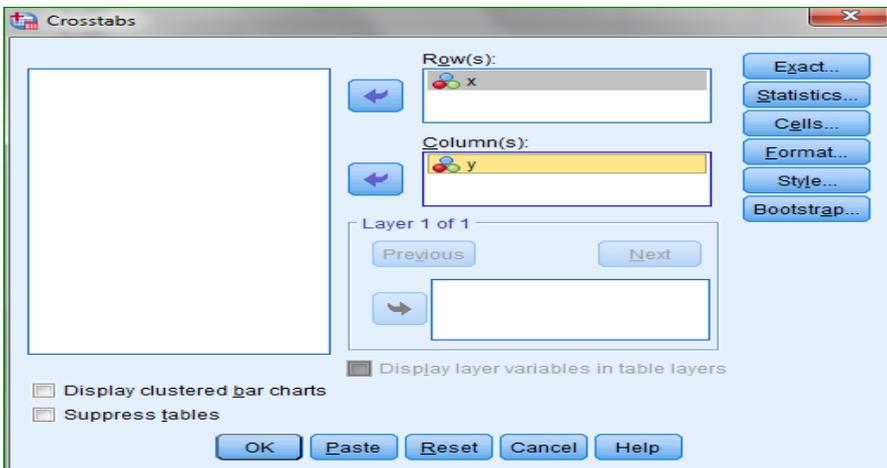
• 0.667: قيمة معامل ارتباط كيندل

• 0.003: قيمة P الاحتمالية وعليه $0.003 < 0.05$

• 12 : حجم العينة.

وعليه يرفض الفرض الصفري H_0 وبالتالي يوجد ارتباط او اتفاق بين تراتيب X وتراتيب Y، ومعامل الارتباط قوي وطردني. ومعامل ارتباط سبيرمان لهذه البيانات: $r_s = 0.818$ ، بالتالي حدث تعارض بين قيمتي معامل الارتباط ولكن التقدير الدقيق لصالح كيندل تاو .

طريقة اخري: 1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Cross tabs تظهر الشاشة الاتية:

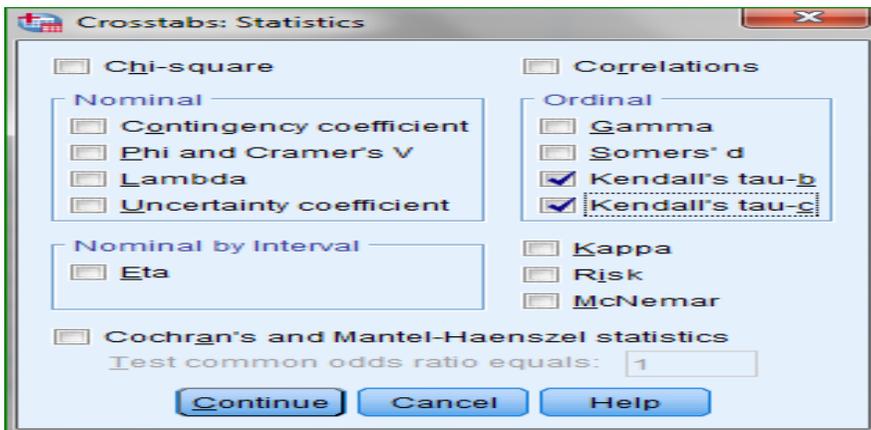


2. انقل X الي مربع Row(s)

3. انقل Y الي مربع Column(s)

4. اضغط على Statistics

يمين الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



5. في مربع Ordinal اختار Kendall's tau-b و Kendall's tau-c

6. اضغط Continue، اضغط OK

المخرج:

Symmetric Measures

| | | Value | Asymptotic Standardized Error ^a | Approximate T ^b | Approximate Significance |
|--------------------|-----------------|-------|--|----------------------------|--------------------------|
| Ordinal by Ordinal | Kendall's tau-b | .667 | .104 | 6.441 | .000 |
| | Kendall's tau-c | .667 | .104 | 6.441 | .000 |
| N of Valid Cases | | 12 | | | |

a. Not assuming the null hypothesis.

اعطي نفس القيمة لـ Kendall's tau-b, c وهي 0.667 ويحدث اختلاف بينهما اذا وجدت رتب متشابهة لا يمكن لـ Kendall'sc اجراء تصحيح للرتب المتشابهة. وان قيمة Approximate Sig = 0.000 وعليه يوجد اتفاق او ارتباط دال احصائياً عند 0.01 بين تراتيب X وتراتيب Y .

الفصل العاشر

معامل ارتباط كيندال للاتفاق (W) للبيانات الرتبية

Kendall's coefficient of concordance (W)

يهدف الى قياس الاتفاق بين مجموعة من المحكمين او المقدرين حيث تكون تقديراتهم عبارة عن درجات او رتب بينما معامل ارتباط سيرمان وكيندال تاو يعبرا عن درجة العلاقة بينرتب متغيرين او فترتي تحول الى رتب، ومعامل ارتباط كندال (W) يعبر عن العلاقة بين اكثر من متغيرين وهذا الاسلوب يستخدم في نوعية من الدراسات التي تحتاج الى تقدير ثبات المحكمين او المقدرين، وكذلك يقوم معامل W ببعض الشئ ما يقوم به تحليل التجمعات Cluster analysis في رؤيته ما اذا كانت هذه التقديرات او الدرجات تتجمع معا بطريقة معينة او يحدد كيفية تصنيف البيانات في مجموعات فرعية اصغر في ضوء المتغيرات المستقلة ويحاول تعظيم التشابهات او التماثلات داخل مجموعة فرعية .

ومعامل الاتباط او الاتفاق مؤشر لثبات المقدرين Inter-rater reliability لمجموعة من الاستجابات (التقديرات) لمجموعة من الاشخاص او المفردات الخ، والبيانات يجب ان تكون رتب.

اختبارات الفروض لقضية بحثية (linebach et al. 2014).

تم عرض 100 طالب في اختبار قبول لبرنامج رياضى فى مؤسسة رياضية على ثلاثة محكمين وكانت تقديراتهم من 1 حتى 5 كالاتى:

| الطالب | المقدر الاول | R1الرتبة | الثاني | R2 | الثالث | R3 |
|--------|-----------------|----------|--------|------|--------|------|
| 1 | 4 | 81.5 | 5 | 93.5 | 5 | 96 |
| 2 | 4 | 81.5 | 4 | 80 | 4 | 82 |
| 3 | 2 | 32 | 3 | 59 | 2 | 34.5 |
| 4 | 1 | 10.5 | 1 | 8.5 | 1 | 11.5 |
| 5 | 2 | 32 | 2 | 30.5 | 2 | 34.5 |
| 6 | 1 | 10.5 | 1 | 8.5 | 1 | 11.5 |
| 7 | 4 | 81.5 | 3 | 59 | 4 | 82 |
| 8 | 2 | 32 | 2 | 30.5 | 2 | 34.5 |
| 9 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| 10 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| . | . | . | . | . | . | . |
| . | . | . | . | . | . | . |
| . | . | . | . | . | . | . |
| . | . | . | . | . | . | . |
| 90 | 1 | 10.5 | 1 | 8.5 | 1 | 11.5 |
| 91 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| 92 | 5 | 95.5 | 5 | 93.5 | 4 | 82 |
| 93 | 5 | 95.5 | 5 | 93.5 | 5 | 96 |
| 94 | 2 | 32 | 2 | 30.5 | 2 | 34.5 |
| 95 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| 96 | 1 | 10.5 | 1 | 8.5 | 1 | 11.5 |
| 97 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| 98 | 2 | 32 | 2 | 30.5 | 1 | 11.5 |
| 99 | 3 | 58 | 3 | 59 | 3 | 59.5 |
| 100 | 2 | 32 | 2 | 30.5 | 3 | 59.5 |

- R₁ ترتب تقديرات المحكم الاول.
- R₂ تراتيب تقديرات المحكم الثاني.
- R₃ تراتيب تقديرات المحكم الثالث.

واراد الباحث معرفة درجة الاتفاق بين المقدرين او المحكمين الثلاثة.

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: ما درجة الاتفاق بين المقدرين الثلاثة؟.

2. فرض البحث: يوجد اتفاق بين المقدرين الثلاثة.

3. متغيرات البحث: يوجد ثلاثة متغيرات هي تقديرات المحكمين الثلاثة وهذا متغيرات كانت عبارة عن تقديرات وتم تحويلها الى رتب.

4. منهج البحث: منهج ارتباطي.

5. النموذج الاحصائي: يمكن اعتباره نموذج احصائي متدرج حيث يوجد ثلاثة متغيرات ولا يمكن تحديد ايهما مستقل وايهما تابع وبالتالي الاحصاء هو المتدرج وهو لابارامتري ولكن في الادبيات البحثية يعتبر هذا التصميم ضمن احصاء النموذج البسيط، الاختبار الاحصائي المناسب: اختبار معامل التوافق لكيندال (W)

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية:

H_0 : لا يوجد اتفاق او علاقة بين المقدرين الثلاثة ، او رتب المحكمين مستقلة.

H_A : يوجد اتفاق او علاقة بين المقدرين الثلاثة او رتب تقديرات المحكمين

معتمدة. تختبر الفرض الصفري.

2. الاختبار الاحصائي: اختبار كيندال (W) للاتفاق او التوافق:

$$W = \frac{12 \sum R_i^2 - 3 k^2 N (N+1)^2}{k^2 N (N^2 - 1) - k \sum T_j}$$

• R_i رتب كل مقدر .

• N عدد الافراد المشاركين (العينة) .

• K عدد المقدرين .

Tj المعامل التصحيحي للرتب المتشابهة Tied Rank:

$$T_i = \sum t^3 - t$$

والصيغة السابقة تستخدم في حالة وجود رتب متشابهة وفي حالة عدم وجود رتب متشابهة فان الصيغة تكون كالآتي (Siegel 1956):

$$W = \frac{\sum \left(R_i - \frac{\sum R}{N} \right)^2}{\frac{1}{12} K^2 (N^3 - N)}$$

او الصيغة الآتية (Miller 2014):

$$W = \frac{12 \sum \left(R_i - \frac{\sum R_i}{N} \right)^2}{k^2 N (N^2 - 1)}$$

3. مستوى الدلالة احصائية وقاعدة القرار: في حالة العينات الصغيرة

يستخدم جدول انظر ملحق () حيث يعطى قيمة W عند مستوى دلالة احصائية 0.05 و 0.01 هذا الجدول يستخدم في حالة وجود عدد من 3 حتى 20 مقدر وعدد من المفردات او الافراد المراد اعطاء تقديرات لهم من 3 حتى 7.

فعلى سبيل المثال اذا كان عدد المقدرين $K=3$ وعدد الافراد $N=6$ و معامل الاتفاق $W=0.16$ وبالرجوع الى جدول R يكشف عن قيمة S المرتبطة بقيمة W (بسط المعادلة) هي $S=25.5$ و بمقارنتها بقيمة W المحسوبة يتم صناعة القرار و هو أن: (الجدولية) $25.5 \leq$ المحسوبة، عليه نرفض الفرض الصفري.

الدلالة الاحصائية لـ W في حالة العينات الكبيرة $N > 30$

تتم من خلال اختبار χ^2 حيث:

$$\chi^2 = k(N-1)w$$

و درجات الحرية: $df = N-1$

بالكشف في الجدول χ^2 عند $\alpha = 0.05$ و درجات حرية $N-1 = 99$ $df =$ فان χ^2 الحرجة = 23.23 وتكون قاعدة القرار كالآتي:

اذا كانت χ^2 المحسوبة $\leq \chi^2$ الحرجة نرفض H_0

4. الحسابات:

| المشاركون | 1 | 2 | 3 | 5 | 99 | 100 |
|-----------------|-------|----------|----------|--------|----------|-------|
| المقدر الاول | 81.5 | 81.5 | 32 | 10.5 | 58 | 32 |
| المقدر الثاني | 93.5 | 80 | 59 | 8.5 | 59 | 30.5 |
| المقدر الثالث | 96 | 82 | 34.5 | 11.5 | 59.5 | 59.5 |
| Ri | 271 | 243.5 | 125.5 | 30.5 | 176.5 | 122 |
| Ri ² | 73441 | 59292.25 | 15750.25 | 930.25 | 31152.25 | 14884 |

وبما ان $N = 100$ ، $K = 3$ وعلية:

$$Ri^2 = 73441 + 59292.25 + 15750.25 + 930.25 + 9409 + \dots + 31152.25 + 14884 = 2949671$$

وحيث يوجد رتب مكرر او متشابهة وهذا يؤثر على قيمة w وحساب Ti كالآتي:
 $Ti = (t^3 - t)$

فالمقدر الاول لديه 5 قيم متشابهة وهي القيمة 1 وتكررت 20 مرة و اصبحت رتبته هي 10.5.

والقيمة 2 تكررت 23 مرة واصبحت رتبته 23

والقيمة 3 تكررت 29 مرة واصبحت رتبته 58

والقيمة 4 تكررت 18 مرة واصبحت رتبته 81.5

والقيمة 5 تكررت 10 مرات واصبحت رتبته 95.5

وعليه فأن:

$$Ti_1 = (20^3 + 20) + (23^3 - 23) + (29^3 - 29) + (18^3 - 18) + (10^3 + 10) = 51288$$

وهكذا للمقدر الثاني فالتقدير او القيمة 1 تكررت 16 مرة بالتالي فان الرتبة لها 8.5

والقيمة 2 تكررت 28 مرة بالتالي رتبته 30.5

والقيمة 3 تكررت 29 مرة بالتالي رتبته 59

والقيمة 4 تكررت 13 مرة بالتالي رتبته 80

والقيمة 5 تكررت 14 مرة بالتالي رتبته 93.5

وعليه فأن:

$$Ti_2 = (16^3-16)+(28^3-28)+(29^3-29)+(13^3-13)+(14^3-14) = 55278$$

وبالنسبة للمقدر الثالث:

فالتقدير 1 تكررت 22 مرة و بالتالي رتبته 11.5

القيمة 2 تكررت 24 مرة بالتالي رتبته 34.5

القيمة 3 تكررت 26 مرة بالتالي رتبته 59.5

القيمة 4 تكررت 19 مرة بالتالي رتبته 82

القيمة 5 تكررت 9 مرات بالتالي رتبته 96

وعليه فأن:

$$Ti_3 = (22^3-22)+(24^3-24)+(26^3-26)+(19^3-19)+(9^3-9) = 49536$$

وبما ان:

$$\sum Ti = 51288+55278+49536 = 156102$$

وبالتعويض في المعادلة:

$$W = \frac{12 \sum R_i^2 - 3 k^2 N (N+1)^2}{k^2 N (N^2-1) - k \sum T_j}$$

$$W = \frac{12(2949671) - 3 \times 9 \times 100 \times (101)^2}{9 \times 100(10000 - 1) - 3 \times 156102} = 0.9205$$

وهذا معامل اتفاق او ارتباط مرتفع قوي.

وبالتعويض في المعادلة التي تربط قيمة χ^2 بـ W كالآتي :

$$\chi^2 = K(N-1)W = 3(100-1)0.92058 = 273.41$$

5. القرار والتفسير: بما ان:

$$\chi^2_{المحسوبة} (273.41) < \chi^2_{الجدولية} (123.23)$$

وعليه نرفض الفرض الصفري بالتالي يوجد اتفاق قوي بين المقدرين الثلاثة فيما يخص تقديراتهم لقبول 100 فرد لبرنامج تدريبي ما.

وقيمة هذا الاختبار تتراوح من الصفر الى الواحد الصحيح حيث القيمة السالبة تدل على عدم اتفاق بين المقدرين او المحكمين، بينما قيمة W القريبة من 1.00 تدل على اتفاق قوي بين تقديرات المقدرين وهذا الاختبار مشابهة لمعامل ارتباط سيرمان r_s وكذلك لاختبار فريدمان للقياسات المرتبطة حيث يمكن تقدير W من قيمة χ^2 الخاصة باختبار فريدمان كالآتي (Miller, 2014):

$$W = \frac{\chi^2}{K(N-1)}$$

ويمكن استخدام قيمة W كمؤشر لحجم التأثير في اختبار فريدمان.

وكذلك يمكن حساب معامل التوافق لكيندال (W) من معامل ارتباط سيرمان r_s كالآتي:

$$W = \frac{(k-1)r_s + 1}{k}$$

- r_s متوسط معامل ارتباط سيرمان بين كل زوج من قياسات المقدرين عندما لا توجد رتب مكررة.
- k عدد المقدرين.

6. حجم التأثير: بأعتبار أن W احد مقاييس العلاقة فقيمته هي حجم التأثير حيث اذا كانت قيمته:

$$0.1 < W < 0.3 \text{ حجم تأثير منخفض}$$

$$0.3 < W < 0.5 \text{ حجم تأثير متوسط}$$

$$W \geq 0.5 \text{ حجم تأثير قوي}$$

كتابة نتائج اختبار كيندال W في تقرير البحث وفقاً لـ APA

باجراء اختبار كيندال للتوافق (W) اتضح وجود علاقة او اتفاق قوية ودالة احصائياً بين تقديرات المقدرين الثلاثة حيث: $\chi^2_w(99)=237.41, P<0.05, W=0.92$

تنفيذ اختبار كيندال (W) في برنامج SPSS:

اتبع خطوات تنفيذ اختبار فريدمان.

الفصل الحادى عشر

معامل كابا للاتفاق

Kappa Coefficient

يعتبر قياس درجة الإتفاق بين المحكمين أو المقدرين احصاء على درجة كبيرة من الأهمية ولا يستند على احصاء χ^2 ولكن يستخدم جداول الاقتران ويشار إليه بـ Cohen's Kappa (Cohen, 1960) وهو يقيس درجة الإتفاق بين المحكمين Inter-judge وغالباً يستخدم لتقدير ثبات تقديرات المقدرين.

ومعامل كابا (K) مقياس لتحديد ثبات المقدرين Inter-rater reliability وهو قائم على الفروق بين نسبتين، النسبة الملاحظة (التقديرات المشتقة) عن طريق المقدرين والنسب المتوقعه للتقديرات فى المجتمع وتتراوح قيمته من 0.0 إلى 1.00، فالقيمة القريبة من الواحد تشير إلى درجة أتفاق عالية بين المقدرين أو المحكمين، بينما القيمة القريبة من الصفر تشير إلى أتفاق منخفض بين المقدرين، والقيمة السالبة تشير إلى عدم اتفاق وتتاقض بين تقديرات المحكمين. لاحظ ان المعامل كابا يقيس درجة الاتفاق بين محكمين الاستجابة فى ضوء (نعم-لا)، (مناسب- غيرمناسب) اى الستجابة تصنيفية وليست رتب كما هو الحال مع معامل الاتفاق لكيندل W.

قضية بحثية (Howell, 2013):

قام باحث بعرض 30 مراهق على محكمين ذو خبرة أكلنيكية لتشخيصهم فى ضوء ما اذا لا يمتلك مشاكل سلوكية، يمتلك مشاكل سلوكية داخلية (الانسحاب)، مشاكل سلوكية خارجية (عدوانية على الآخرين مثلاً) وبعد المقابلة والتشخيص تم الحصول على البيانات الآتية:

المحكم الأول

| المحكم الثانى | لا مشاكل | سلوكية داخلية | سلوكية خارجية | المجموع |
|---------------|----------|---------------|---------------|---------|
| لامشاكل | 15 | 2 | 3 | 20 |
| داخلية | 1 | 3 | 2 | 6 |
| خارجية | 0 | 1 | 3 | 4 |
| المجموع | 16 | 6 | 8 | 30 |

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: ماهى درجة الإتفاق بين المحكمين أو بكلمات أخرى ما هو ثبات المقدرين؟.
2. فرض البحث: يوجد اتفاق بين المحكمين فى تشخيص المشاكل السلوكية لدى المراهقين.
3. متغيرات البحث: المتغير الاول: تقديرات المحكم الأول (اسمى بثلاث مستويات)، المتغير الثانى : تقديرات المحكم الثانى (اسمى بثلاث مستويات) وكلاهما اسمى والبيانات عبارة عن تكرارات.

4. النموذج الإحصائى: بسيط ونتعامل مع Bivariate Statistics والإحصاء المستخدم هو لابارمترى والإختبار الأحصائى: معامل الاتفاق كبا (K)

خطوات إختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الإحصائية:

H0: يوجد اتفاق بين المحكمين

HA: لا يوجد اتفاق بين المحكمين

حقيقة إختبارات الفروض حول هذا الإختبار ليس لها قيمة، لأننا لا نبحث عن الدلالة الاحصائية لمعامل الإتفاق لأنه من المرغوب أن يكون نسبة الأتفاق عالية، ولكن نسبة

اتفاق منخفضة مع دلالة إحصائية تعتبر عملية خطيرة فى اتخاذ القرار خاصة إذا اعتبرنا أن معامل كابا هو مؤشر لثبات التقديرات فلا معنى للدلالة الإحصائية لمعامل الثبات ولكن تعتبر القيمة فى حد ذاتها لها معنى فى الحكم على جودة وثبات تقديرات المحكمين وعلى الرغم من ذلك فإن Cohen وزملائه قاموا بإجراء اختبارات الدلالة الإحصائية لهذا المؤشر ولكن أشار (2013) Howell إلى ان الدلالة نادراً ما تستخدم وتساءل لو أن معامل كابا منخفض بدرجة كبيرة مع دلالة احصائية فما فائدتها فى هذه الحالة لاداعى لإجراء خطوات اختبارات الفروض السابقة المتبعة مع معظم الاختبارات الاحصائية الاستدلالية ولذلك يكون الاهتمام منصب حول حساب قيمة معامل كابا وتفسير قيمته.

2. الحسابات: بالنظر فى جدول البيانات نلاحظ ان مجموع لامشاكل سلوكيه 16 مراهق واتفق المحكمان على أن 15 مراهق لا يعانون من مشاكل سلوكية، بينما يوجد شخص واحد صنفه احد المقدرين على أنه يعانى من مشاكل سلوكية داخلية، بينما لا يوجد أى مراهق يعانى من مشاكل سلوكية خارجية.

وعليك ان تتأمل الخلايا القطرية فى المصفوفة (15,3,3) وهى تعكس الاتفاق بين المحكمين بينما الخلايا الأخرى فوق وتحت الخلايا القطرية تعكس عدم الإتفاق والمدخل البسيط (غير الأفضل) للتعامل مع هذه النوعية من البيانات حساب نسبة الإتفاق agreement Percentage كالتالى:

نسبة الإتفاق = عدد الافراد فى الخلايا القطرية مقسوما على العدد الكلى

$$A = \frac{15 + 3 + 3}{36} = 0.70 = 70\%$$

بمعنى ان نسبة الإتفاق بين المحكمين 70% ، ولكن هذا الإحصاء يعانى من عدة محددات فالغالبية من المراهقين فى الغالب لا يعانون من مشاكل سلوكية ويمكن أن يكون كلاً من المحكمين متحيزين نحو تصنيف عدم وجود مشاكل سلوكية عن بقية التصنيفات الأخرى.

$$\begin{aligned} \frac{163}{30} &= 0.53 \text{ :الأول: وجود مشاكل سلوكية للمحكم الأول:} \\ &= \frac{20}{30} = 0.67 \text{ :الثانى: وجود مشاكل سلوكية للمحكم الثانى:} \end{aligned}$$

فاحتمال ان المحكمان لهم نفس التصنيف (لا مشاكل):

$$=0.53 \times 0.67 = 0.36$$

بالتالى يوجد احتمال لحدوث حكم أو تقدير بالصدفة او بالخطا:

$$=0.36 \times 30 = 10.67$$

ولذلك أقترح (1960) Cohen مقياس لتصحيح الصدفة للإتفاق (تصحيح نسبة الإتفاق

من الصدفة) وهو معامل كابا ولحسابه لابد من اتباع الخطوات الآتية:

1. حساب التكرارات المتوقعه لكل تكرار ملاحظ فى الخلايا القطرية ويتم تقديرها كما فى اختبار

χ^2 و بفرض وجود استقلالية بين المحكمان فإن:

| f_o | f_e |
|-------|-----------------------------------|
| 15 | $\frac{20 \times 16}{30} = 10.67$ |
| 3 | $= \frac{6 \times 6}{30} = 1.2$ |
| 3 | $= \frac{8 \times 20}{30} = 1.07$ |

ويتم حساب المعامل Kappa من المعادلة الآتية:

$$K = \frac{\sum f_o - \sum f_e}{N - \sum f_e}$$

حيث: $\sum f_o$ مجموع التكرارات الملاحظة فى الخلايا القطرية كالاتى: $f_o = 15 + 3 + 3 = 21$

$\sum f_e$ مجموع التكرارات المتوقعه فى الخلايا القطرية وهى :

$$f_e = 10.67 + 1.2 + 1.07 = 12.94$$

عندئذ فإن :

$$K = \frac{\sum f_o - \sum f_e}{N - \sum f_e} = \frac{21 - 12.94}{30 - 12.94} = \frac{8.06}{17.06} = 0.47$$

لاحظ ان معامل نسبه الإتفاق %70 وهى مرضية بينما معامل الإتفاق لـ Kappa

%47 بعد تصحيح نسبة الإتفاق من الصدفة وهى منخفضة إلى حداً ما ولذلك يشار

إلى معامل كابا بمقياس الإتفاق المصحح من الصدفة او الخطا او التحيز. واختلف

التفسير بين نسبة الاتفاق ومعامل كابا فكانت فى ضوء نسبة الاتفاق %70 وهى

مرضيه بينما فى ضوء معامل كبا 47% وهى منخفضة وتشير إلى اتفاق بدرجة متوسطة.

حجم التأثير

وأشار (2014) Miller إلى تفسير معامل كبا مشابهاً لتفسير معامل ارتباط بيرسون وفيما يلي حدود القطع لتفسيره:

جدول (1.11): حدود القطع لتفسير معامل كبا Miller (2014)

| القيمة | تفسير |
|----------------------|-----------------------|
| $0.80 \leq K$ | درجة اتفاق عالية جداً |
| $0.60 \leq K < 0.80$ | اتفاق عالى |
| $0.40 \leq K < 0.60$ | اتفاق متوسط |
| $0.20 \leq K < 0.40$ | اتفاق ضعيف او صغير |
| $K < 0.20$ | اتفاق صغير جداً |

الفصل الثانى عشر

اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين

Sign test for two Related Samples

معظم الإجراءات الإحصائية البارومترية تتضمن تقدير معلم أو أكثر لتوزيع الدرجات فى المجتمع ويتم التحقق منها من خلال بيانات العينة ثم التحقق من المسلمات المتعلقة بشكل التوزيع فمثلاً اختبار T يستخدم تباين العينة (S^2) كتقدير لتباين المجتمع (σ^2) ويتطلب أن تكون البيانات فى المجتمع اعتدالية التوزيع ولذلك فإن اختبار T يفترض مسلمات حول معالم محددة ولذلك يطلق عليه اختبار بارامترى.

وتوجد فئة اخرى من الاختبارات لا تعتمد على تقدير المعالم (μ , σ) وكذلك لا تعتمد على مسلمة الاعتدالية للتوزيع وهى الإختبارات حرة التوزيع ويُشار إليها بالإختبارات اللابارومترية. ويشير (Howell 2013) إلى أن هذه الفئة من هذه الإختبارات تتدرج تحت تصنيف الإختبارات Re-sampling tests. والمنطق فى استخدام الأساليب اللابارومترية للبيانات الرتبية هو بدلاً من حساب المتوسط للبيانات يتم تلخيص رتب الأفراد فى كل معالجة عن طريق حساب مجموع الرتب ويستخدم الرمز ΣR كتعبير عن مجموع الرتب.

تستخدم الإختبارات اللابارومترية للبيانات الرتبية فى موقفين:

الأول: عندما تكون البيانات متولدة من قياسات رتبية مثل البيانات المتولدة من مقاييس ليكرت المفترض انها رتبية.

الثانى: عندما يكون توزيع المتغير التابع (قياسات فترية او نسبية) شديدة الالتواء والتفرطح، بمعنى لا تتبع التوزيع الاعتدالى ويحدث هذا فى كثيراً من الأحيان فى حالة استخدام احجام عينات صغيرة، ولكن إذا كان حجم العينة صغيراً ودرجات المتغير التابع اعتدالية التوزيع فيجب استخدام الاحصاء البارامترى وهذا عكس ما يعتقد بعض الباحثين فى مجال العلوم النفسية التربوية وعليه ففى حالة عدم تحقق الإعتدالية فيجب تحويل الدرجات إلى رتب واستخدام احصاء لابارامترى.

ويشير(Howell 2013) إلى هؤلاء الذين يفضلون استخدام الإختبارات البارامترية فى أى حالة لا ينكرون أن الإختبارات اللابارمترية أكثر ليبرالية وحرية فى المسلمات المتطلبة لإستخدامها. ان مسلمة الاعتدالية تبدو صعبة الي حداً ما في بيانات العلوم النفسية والأجتماعية، وميزة اضافية للاختبارات اللابارامترية هي انها تعتمد علي الرتب بالتالي لا تتاثر بالدرجات المتطرفة التى تقلل من القوة الاحصائية للاختبارات البارامترية لانها تضخم التباين بالتالي يحدث تحيز للتباين نحو القيم المتطرفة وبدوره يزيد او يقلل الفروق بين المتوسطات. ولو استخدم الاختبار البارامترى لنفس بيانات الاختبار اللابارامترى فانه يرفض الفرض الصفرى مقارنة بالاختبار اللابارامترى حيث يمكن ان يفشل في رفض الفرض الصفرى.

وإذا كان التوزيع أعتدالي بدرجة متوسطة أو بكلمات اخرى حتى لو توافرت الأعتدالية بدرجة متوسطة فإن الأختبار البارامترى يكون اكثر قوة من نظيرة اللابارامترى وهذا يشار اليه بالصلاحه Robust للاختبار وهي ان الاختبار يستخدم حتي لو لم تتحقق شروط استخدامه بدرجة مناسبة من الكفاءة، ويشير(Howell 2013) إلى أن بعض الدراسات توصلت إلى أن الأختبارات اللابارامترية أكثر قوة أحصائية من الأختبارات البارامترية ولكن لم توضح الظروف التي يكون فيها هذا الأحتمال صحيح .

وفيما يلي مجموعة من الأختبارات البارامترية وبدائلها اللابارامترية (Privitra 2014):

| الاختبار البارامترى | نظيرة اللابارامترى |
|-------------------------------------|--------------------|
| اختبار T لعينة واحدة | أختبار الأشارة |
| T لعينتين مستقلتين | Mann- Whitney(U) |
| T لعينات مرتبطة | Wilcoxon- Ranks(T) |
| تحليل التباين الأحادي ANOVA | Kruskal- wallis(H) |
| تحليل التباين الأحادي قياسات متكررة | أختبار Friedman |

اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين

هو الاختبار اللابارامتري البديل لأختبار T لعينة واحدة وكذلك بديلاً لأختبار T المرتبطة وهذا الاختبار يهتم بدراسة الفروق حول الوسيط Median لبيانات رتبية ويستخدم لمقارنة الفروق بين عينتين مرتبطتين وكذلك عندما يهتم الباحث ما إذا كان أحد المتغيرات أعلى من المتغير الآخر لنفس الأفراد وبالتالي يوجد قياستين لنفس المتغير عبر الزمن أو لمتغيرين مختلفين على نفس الأفراد في فترات زمنية مختلفة أو في نفس الفترة الزمنية، وبالتالي فالهدف هو تقدير التغير في الدرجات من القياسات الأولى إلى القياسات الثانية أو دراسة الفروق الموجودة لدرجات ازواج من الأفراد.

اختبارات الفروض لقضية بحثية: أجرى باحث تجربة لمحاولة تحسين قراءة نص ما للاطفال المعانين من صعوبة فى القراءة وقام بقياسات قبلية ثم طبق البرنامج وقام بجمع قياسات بعدية وهى عدد الكلمات الصحيحة وكانت درجاتهم كالتالى:

| عدد الكلمات قبل ا | عدد الكلمات بعد التجربة |
|-------------------|-------------------------|
| 3 | 2 |
| 2 | 0 |
| 5 | 4 |
| 3 | 3 |
| 4 | 2 |
| 2 | 0 |
| 0 | 2 |
| 3 | 1 |
| 1 | 0 |
| 6 | 4 |
| 4 | 3 |

وارد الباحث التحقق من ما إذا كان يوجد تحسن (زيادة) في عدد الكلمات الصحيحة بعد التجربة؟.

الخطوات البحثية

1. سؤال البحث: هل توجد فروق في وسيط عدد الكلمات الصحيحة قبل و بعد التجربة؟، او هل توجد فروق بين وسيط القياس القبلي ووسيط القياس البعدي للكلمات الصحيحة؟.

2. فرض البحث: توجد فروق في وسيط عدد الكلمات الصحيحة بين القياس القبلي والقياس البعدي.

3. التصميم البحثي: يستخدم لعدد من التصميمات المختلفة مثل:

- تصميم القياسات المتكررة مع وجود تدخل (تجريب).
- تصميم القياسات المتكررة مع عدم وجود تدخل (بدون تجريب).
- تصميم القياسات المتماثلة Matched subject design مع وجود تدخل.
- تصميم القياسات المتماثلة او المتناظرة مع عدم وجود تدخل.

وفيما يلي امثلة:

- تصميم القياسات المتكررة مع وجود تدخل: اراد باحث تقدير فعالية دورة تدريبية في القيادة لـ60 مدير تنفيذي وتم الحكم علي قدراتهم القيادية قبل وبعد الدورة.
- تصميم القياسات المتماثلة مع وجود تدخل: اهتم باحث بتحديد ما اذا كان الافراد اللذين يتعاملون مع اقرانهم المكتئبين أصبحو في حالة حزن ومقارنتهم بزملائهم اللذين لم يتعرضوا للتعامل مع المكتئبين.
- تصميم القياسات المتماثلة بدون تدخل: أهتم باحث بمعرفة ما إذا كان الأزواج والزوجات اللذين يعانون من عدم الأنجاب يشعرون بالقلق وطبق علي 24 زوج مقياس القلق وحصل علي درجاتهم.

4. النموذج الاحصائي: إحصاء النموذج البسيط Bivariate Statistics، الإحصاء المستخدم: لابارامتري(رتب القيم)، والإختبار الاحصائي:اختبار الاشارة Sign test البديل لاختبار T المرتبطة.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الاحصائية: الفرض الصفري (H_0) : وسيط الفروق = صفر

$$H_0: Mdn1 = Mdn2 \text{ (} Mdn1 - Mdn2 = 0 \text{)}$$

الأشارات الموجبة = الأشارات السالبة، بمعنى مجموع الأشارات الموجبة = مجموع الأشارات السالبة

الفرض البديل (H_A) : وسيط الفرق موجب

$$H_A: Mdn1 - Mdn2 \neq 0$$

وسيط درجات الكلمات الصحيحة قبل التجربة لا يساوي وسيط درجات الكلمات الصحيحة بعد التجربة او الاشارات الموجبة اكبر من الاشارات السالبة.

2. الإختبار ومسلماته: إختبار الاشارة لبارامتري وهو عدد الاشارات الموجبة او

السالبة وهذا الأختبار أطلق عليه الأشارة لأنه يستخدم اشارتي (+) (-) وليس قياسات كمية ويستخدم عندما تكون القياسات الكمية غير ممكنة ومن الممكن الترتيب للقياسات على المتغيرات.

ومسلماته كالآتي (Green & Salkind, 2014):

- المتغير التابع له توزيع متصل او بناء تحتي متصل.
- لا يضع مسلمات حول توزيع الفروق ولا يفترض من ان كل الافراد يتم سحبهم من نفس المجتمع.
- القياسات لكل زوج مستقلة عن قياسات الزوج الاخر.
- اختبار Z يعطي نتائج دقيقة نسبياً كلما كان حجم العينة كبيرة حيث تتطلب هذا الاختبار 26 زوج او اكثر.

3. مستوى دلالة إحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث مستوى دلالة إحصائية $\alpha = 0.05$ ولو كانت القيمة الجدولية للاختبار اصغر من 0.05 اذا تقبل الفرض الصفري.

4. الحسابات:

| الطالب | قبل | بعد | الفرق |
|--------|-----|-----|-------|
| 1 | 3 | 2 | + |
| 2 | 2 | 0 | + |
| 3 | 5 | 4 | + |
| 4 | 3 | 3 | 0 |
| 5 | 4 | 2 | + |
| 6 | 2 | 0 | + |
| 7 | 0 | 2 | - |
| 8 | 3 | 1 | + |
| 9 | 1 | 0 | + |
| 10 | 6 | 4 | + |
| 11 | 4 | 3 | + |

بالتالي فالأشارة (+) للفرق الموجب والأشارة (-) للفرق السالب بينما تم أستبعاد الفرق صفر ولو كان الفرض الصفري حقيقي في هذه الحالة فانه يؤيدلنفس العدد من الأشارة السالبة وكذلك من الأشارة الموجبة لكن معظم الفروق موجبةحيث ان احصائية الاختبار:

Test statistics (X) = 9 plus

5. القرار والتفسير: لصناعة قرار في هذه الحالة بالبحث في جدول أختبار الأشارة بـ $X=9$ وعدد الأزواج $= 11$ و $\alpha = 0.05$ بالتالي فأن القيمة الأتتمالية هي 0.036 (انظر مخرج SPSS). وبما ان: $0.05 < \text{القيمة الأتتمالية } 0.036$ ، وعليه نرفض الفرض الصفري و بالتالي فان وسيط الكلمات الصحيحة في القياس البعدي أكبر من وسيط الكلمات الصحيحة في الاختبار القبلي.

6. **حجم التأثير:** يقدر حجم التأثير من النسبة بين الأفراد الذين لهم فروق موجبة (أو سالبة) الى مجموع الأفراد الذين لهم فروق موجبة و فروق سالبة.

$$g = \frac{9}{9+1} = 0.9$$

على ذلك هو من النوع الكبير وبالتالي للتجربة اثر فعال قوى فى زيادة عدد الكلمات الصحيحة.

وفيما يلي حدود القطع كما أقترضها (Cohen(1988).

جدول (1.4) : حدود القطع لمؤشر g كما أقترضها (Cohen (1988)

| حجم التأثير | القيمة |
|-------------|----------------------|
| ضعيف | $0.05 \leq g < 0.15$ |
| متوسط | $0.15 \leq g < 0.25$ |
| كبير | $g \geq 0.25$ |

كتابة نتائج اختبار الاشارة فى تقارير البحث وفقا ل**APA**

لعينة مكونة من 11 زوج فأن اختبار الاشارة للعينات المرتبطة . $X=9, P < 0.05$.
على ذلك يوجد تاثير للبرنامج فى زيادة عدد الكلمات الصحيحة.

تنفيذ اختبار الاشارة فى SPSS

اولاً: ادخال البيانات:1. اضغط Variable view

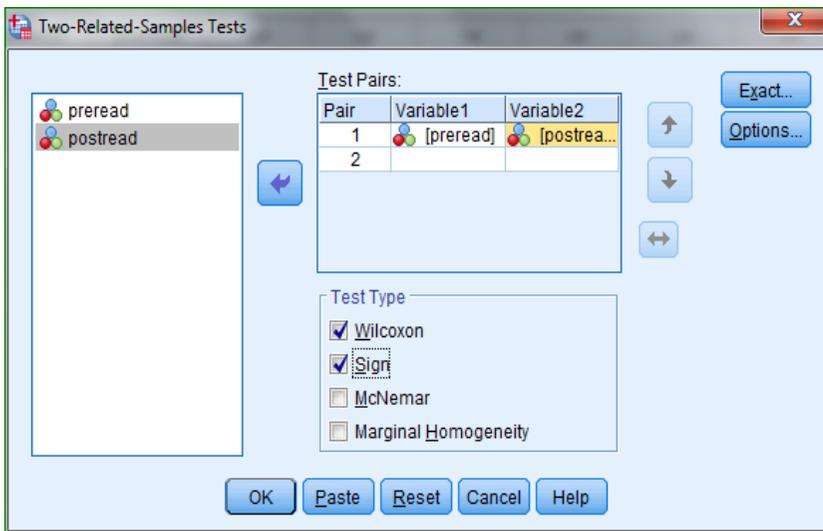
2. تحت عمود Name اكتب مسمي المتغيرات وهي Preread فى الصف الاول و Postread فى الحالة او الصف الثاني.

3. اضغط Data view قم بادخال البيانات الموضحة.

| | preread | postread |
|----|---------|----------|
| 1 | 3.00 | 2.00 |
| 2 | 2.00 | .00 |
| 3 | 5.00 | 4.00 |
| 4 | 3.00 | 3.00 |
| 5 | 4.00 | 2.00 |
| 6 | 2.00 | .00 |
| 7 | .00 | 2.00 |
| 8 | 3.00 | 1.00 |
| 9 | 1.00 | .00 |
| 10 | 6.00 | 4.00 |
| 11 | 4.00 | 3.00 |

ثانياً : تنفيذ الامر: Legacy → Nonparametric tests → Analyze

:Dialogs → 2 related samples



2. اضغط علي Preread وانقلها الي مربع Pair1 variable1

3. اضغط علي Postread وانقلها الي

مربع Pair2 variable2

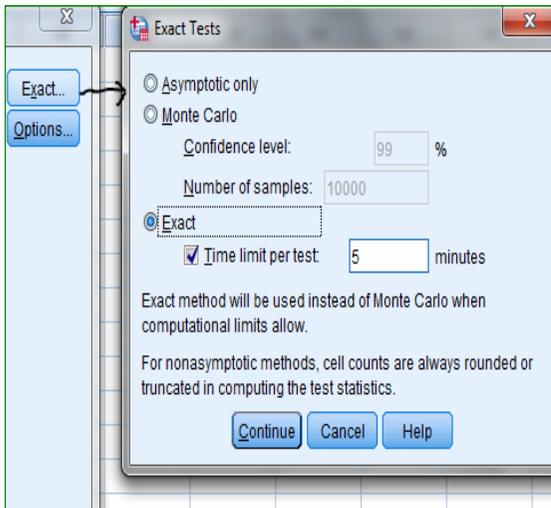
4. اضغط علي Sign test (الاختيار

الثاني)

5. اضغط علي اختيار Exact يمين

الشاشة:

6. اضغط علي اختيار Exact



7. اضغط Continue، ثم OK

ثالثاً : المخرج : الجدول الاول كالاتي :

```
NPART TESTS
/WILCOXON=preread WITH postread (PAIRED)
/SIGN=preread WITH postread (PAIRED)
/MISSING ANALYSIS
/METHOD=EXACT TIMER(5).
```

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

| | | N | Mean Rank | Sum of Ranks |
|--------------------|----------------|----------------|-----------|--------------|
| postread - preread | Negative Ranks | 9 ^a | 5.28 | 47.50 |
| | Positive Ranks | 1 ^b | 7.50 | 7.50 |
| | Ties | 1 ^c | | |
| | Total | 11 | | |

a. postread < preread
b. postread > preread
c. postread = preread

• عدد الفروق السالبة الرتبة = 9

• متوسط الفروق او الرتب السالبة Mean Rank = 5.28

• متوسط الفروق او الرتب الموجبة = 7.50 وعددها واحد

راعي ان الحسابات اليدوية أعطت عدد الرتب الموجب 9 والرتب السالب = 1 لاننا بدأنا بالقياس البعدي اولاً ثم طرحنا منه القياس القبلي، بينما بدأ البرنامج بدرجات القياس القبلي اولاً ويوجد درجتين متشابهتين في القياس القبلي والبعدي ولذلك فان Ties هي 1.

والجدول الثاني:

Test Statistics^a

| | postread - preread |
|------------------------|-----------------------|
| Z | -2.101 ^b |
| Asymp. Sig. (2-tailed) | .036 |
| Exact Sig. (2-tailed) | .041 |
| Exact Sig. (1-tailed) | .021 |
| Point Probability | .010 |

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

- اعطي البرنامج قيمة اختبار الاشارة من خلال تقريب Z و $Z = -2.101$ لا تضع في اعتبارك الاشارة السالبة ونلاحظ ان:

Asymp. Sig (2-tailed) = 0.036 وعليه فان:

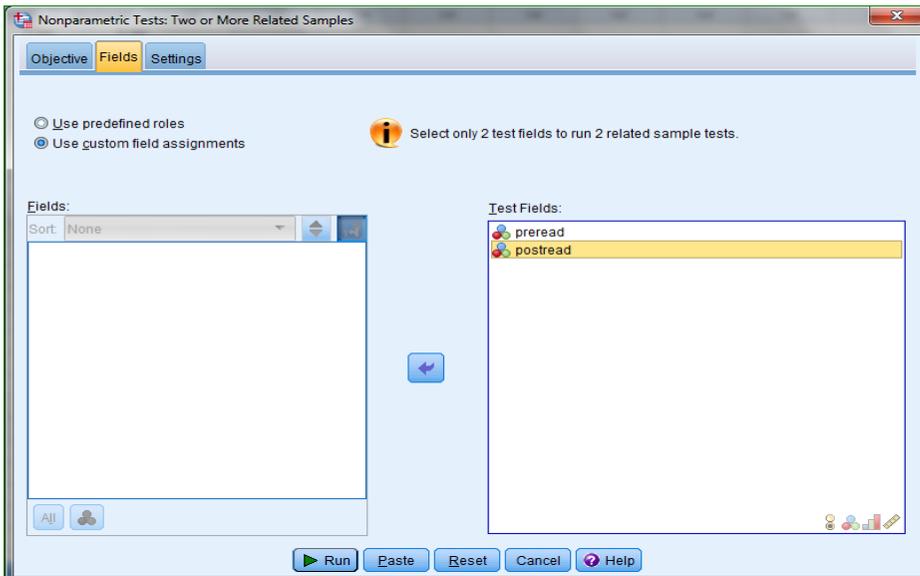
$P (0.036) < 0.05$ ، وعليه نقبل الفرض البديل وبالتالي توجد دلالة احصائية.

- اعطي: Exact. Sig (2-tailed) = 0.041، وتستخدم للعينات الصغيرة و Exact. Sig (1-tailed) = 0.021 وعليه فان قيمة P لاختبار ذو ذيل واحد اصغر من قيمتها لاختبار ذو ذيلين وعليه فالاختبار ذو ذيل واحد له اكثر قوة في رفض H_0 .

• تنفيذ اختبار الاشارة بطريقة اخري:

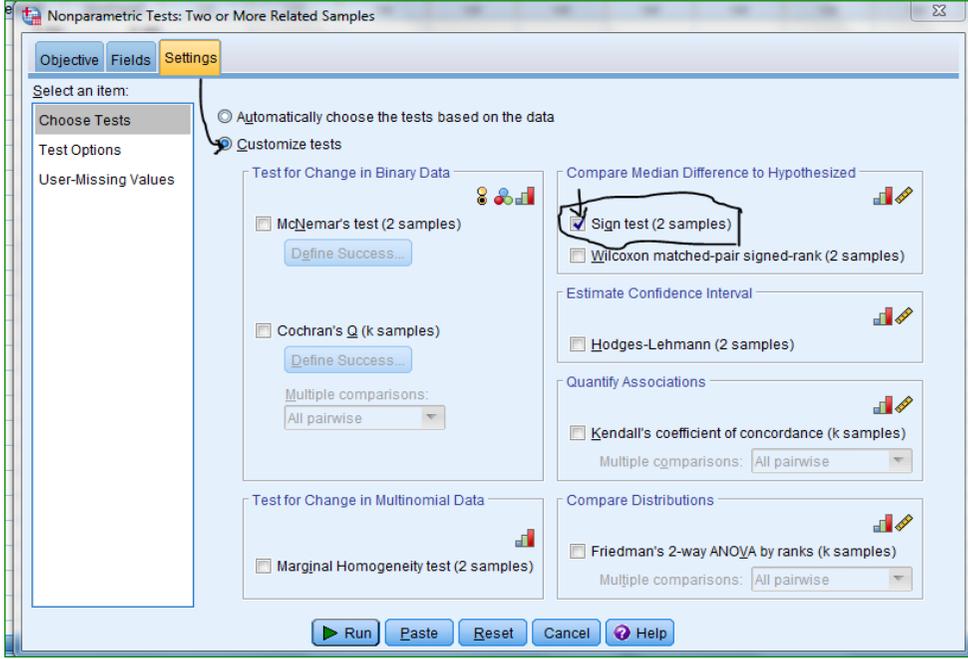
1. Analyze → Nonparametric tests → Related samples

2. اضغط Fields اعلي الشاشة (الاختيار الثاني) تظهر الشاشة الاتية:



3. انقل المتغيرات الي مربع Test fields

4. اضغط علي Settings اعلي الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



5. اضغط علي Customize tests .

6. اضغط علي اختيار (2 samples) Sign test علي يمين الشاشة في مربع Compare Median Differences

7. اضغط Run يعطى المخرج.

الفصل الثالث عشر

اختبار ويلكوسون للرتب للعينات مرتبطة

Wilcoxon matched- Pairs signed – ranks test

يعتبر اختبار ويلكوسون من أشهر الأختبارات اللابارامترية للقياسات المتكررة المناظرة لأختبار T المرتبطة البارامترية ويستخدم لتحديد ما إذا كان توجد فروق دالة بين مجموع الرتب لمجموعتين مرتبطتين وعلى ذلك فهو من الأختبارات الفارقة التي تهدف الى دراسة الفروق بين رتب الدرجات لعينتين مرتبطتين على متغير تابع في القياس القبلي والبعدي.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

أجرى باحث دراسة لدراسة اثر برنامج قائم على العلاج السلوكي العرفي في خفض الأكتئاب لعينة مكون من 8 أفراد وأراد اختبار مدى فاعلية البرنامج وكانت درجاتهم على مقياس الأكتئاب قبل البرنامج وبعد البرنامج كالاتي:

| بعد البرنامج | قبل البرنامج |
|--------------|--------------|
| 120 | 130 |
| 163 | 170 |
| 120 | 125 |
| 135 | 170 |
| 143 | 130 |
| 136 | 130 |
| 124 | 125 |
| 120 | 160 |

الخطوات البحثية:

1. مشكلة البحث: هل الأكتئاب قبل البرنامج يختلف عن الأكتئاب بعد البرنامج؟، او هل توجد فروق في درجات الأكتئاب قبل وبعد البرنامج؟.
2. فرض البحث: توجد فروق في رتب درجات الأكتئاب في القياس القبلي والقياس البعدي. أو للبرنامج فعالية في خفض الأكتئاب.

3. متغيرات البحث: المعالجة (قياس قبلي - قياس بعدي): مستقل - اسمي، الاكتئاب: تابع - رتبي (تم تحويله الى رتب).

4. منهج البحث: منهج شبه تجريبي وتصميم المجموعة الواحدة قياس قبلي وبعدي.

5. النموذج الإحصائي: احصاء النموذج البسيط لبارامترى، والاختبار الاحصائي المناسب: اختبار ويلكوكسون للرتب Wilcoxon - Rank T Test ويستخدم على أساس أن التوزيع العيني للبيانات غير عتدالي ولكن إذا كانت البيانات ذات توزيع أعتدالي فمن الافضل استخدام الأختبار البارامترى T المرتبطة وكذلك يمكن استخدام أختبار الأشارة خاصة إذا كان عدد الدرجات المحتملة محدوداً وتوزيع الدرجات غير منتظم.

خطوات أختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الإحصائية: أختبار لبارامترى وعليه فأن الفروض الإحصائية تصاغ في صورة عبارة تقريرية كيفية بدون مؤشرات إحصائية أو رموز.

الفرض الصفري (H_0): لا يوجد فروق في رتب درجات الأكتئاب قبل وبعد البرنامج في المجتمع (لا يوجد أثر للمعالجة في خفض الأكتئاب).

الفرض البديل (H_A): يوجد فروق في رتب درجات الأكتئاب قبل وبعد البرنامج في المجتمع لصالح القياس البعدي. او ينخفض الأكتئاب بعد البرنامج.

2. الاختبار الاحصائي ومسلّماته: الأختبار هو Wilcoxon وهذا الاختبار له مسلّمات اهمها الاتى (Green & Salkin (2014):

- العينة مختارة عشوائياً وكل زوج ومن القياسات مستقلة عن اى زوج اخر.
- توزيع درجات الفروق متصلة و تتولد من توزيع مجتمعى منتظم Symmetric distribution.
- أختبار Z يعطي نتائج دقيقة نسبياً لأختبار Wilcoxon إذا كان حجم العينة كبيراً وعليه فيجب الحذر من التعامل مع قيمة p الاحتمالية (المقابلة لـ α) إذا كان حجم العينة أقل من 16 زوج، والأختبار المستخدم هو ذيلين لانه لم تحدد اتجاه الفروق.

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث مستوى دلالة إحصائية $\alpha = 0.05$ وأختبار Wilcoxon T هو التوزيع العيني لـ T حيث تم أعداده بواسطة Wilcoxon وبالبحت في جدول T (أنظر الملحق) بـ 8 أزواج و $\alpha = 0.05$ ولكن في جدول T قيمة $\alpha = 0.025$ هي مكافئة لـ 0.05 لاختبار ذو ذيلين وعليه فأن: T (الدرجة أو الجدولية) = 4، وعليه إذا كانت T المحسوبة $T \geq$ الدرجة نرفض الفرض الصفري وإذا كانت T المحسوبة $T <$ الدرجة نقبل الفرض الصفري (لاحظ هذه قاعدة قرار مختلفة عن قاعدة القرار للاختبارات البارامترية). وأن أختبار Wilcoxon ليس له درجات حرية.

4. الحسابات: لحساب Wilcoxon T لابد من الخطوات الآتية:

- تحديد الفروق بين درجات القياسات القبليّة والبعدية.
- رتب فروق الدرجات مع وضع إشارة الفرق سواء كانت موجبة أو سالبة، فلو كان القياس القبلي أكبر من البعدي فالإشارة موجبة والعكس صحيح.
- أفضل الرتب في مجموعتين الأولى هي رتب الفروق موجبة الإشارة والثانية الرتب سالبة الإشارة.
- أجمع الرتب في كل مجموعة ومجموع الرتب الصغرى (سواء كانت الموجبة أو السالبة) هي قيمة احصاء Wilcoxon T المحسوبة.

| طالب | قبلي | بعدي | D | RD | RD- | RD- |
|------|------|------|-----|----|-----|-----|
| 1 | 130 | 120 | 10 | 5 | 5 | |
| 2 | 170 | 163 | 7 | 4 | 4 | |
| 3 | 125 | 120 | 5 | 2 | 2 | |
| 4 | 170 | 135 | 35 | 7 | 7 | |
| 5 | 130 | 143 | -13 | -6 | | -6 |
| 6 | 130 | 136 | -6 | -3 | | -3 |
| 7 | 125 | 124 | 1 | 1 | 1 | |
| 8 | 160 | 120 | 40 | 8 | 8 | |
| | | | | | 27 | -9 |

$$\sum RD+(T+)=\sum (\text{الرتب الموجبة}) =27$$

$$\sum RD-(T-)=\sum (\text{الرتب السالبة}) = -9$$

وعلي ذلك فان قيمة اختبار ويلكوكسون المحسوبة هي أصغر مجموع لترانتيب فروق الدرجات بغض النظر عن الأشارة وعليه فإن T(المحسوبة) = 9.

5. القرار والتفسير: بمقارنة القيمة المحسوبة للاختبار بالقيمة الحرجة تكون القاعدة كالاتى : قيمة الاختبار المحسوبة (9) $T < T$ الحرجة (4) نرفض الفرض الصفري (لاحظ هذه القاعدة عكس قاعدة القرار في الأختبارات البارامترية). وبالتالي لا اثر للبرنامج فى خفض الأكتئاب أو لا توجد فروق دالة احصائياً فى ترتيب درجات الأكتئاب بين القياس القبلي و القياس البعدي.

كتابة نتائج اختبار ويلكوكسون فى تقرير البحث وفقاً لـ APA

تكتب نتائج Wilcoxon فى تقرير البحث كالاتى:

$$\text{Wilcoxon (T) = 9, P > 0.05}$$

لعينة مكونة من 8 أفراد أظهر اختبار ويلكوكسون T لا تحسن أو لا فروق دالة احصائياً بين القياس القبلي و البعدي للأكتئاب.

وجود فروق متشابهة Ties

اذا حصل الفرد على نفس الدرجة قبل وبعد البرنامج فان هذا يؤدي الى فروق تساوي صفراً بالتالي لا تاخذ اشارة وفي هذه الحالة يتم استبعاد ذلك الفرد من التحليل وهذا بدوره يقلل حجم العينة و ربما يقود الى درجة من التحيز للبيانات. ويمكن أن يحدث وجود فروق متشابهة وكأن يكون الفرق بين درجة فردين 3 مثلاً وفي هذه الحالة يتم التعامل مع تلك الفروق كالاتى:

1. تعطي الفروق المتشابهة ترتيب كما لو كانت غير متشابهة فمثلاً 3, 3 يتم ترتيبها بحيث يتم اعطاء رتبة 2 للفرق 3 و 3 للفرق 3 الاخرى.

2 . اخذ متوسط رتب الفروق المتشابهة ويكون متوسط الرتب Rank هو Mean

$$= \frac{2+3}{2} = 2.5$$

مجموع رتب الفروق المتشابهة مقسوما على عددها: 2.5

وعليه تكون رتبة فروق الدرجات 3، 3 هي 2.5 ، 2.5

3. يكون ترتيب فرق الدرجات التالية هي 4.

| الطالب | قبلي | بعدي | D | RD |
|--------|------|------|----|-----|
| 1 | 15 | 12 | -3 | 2.5 |
| 2 | 12 | 15 | -3 | 2.5 |
| 3 | 11 | 10 | -1 | 1 |
| 4 | 16 | 21 | 5 | 4 |

اختبار ويلكوسون Wilcoxon T للعينات الكبيرة

مع استخدام اختبار ويلكوسون مع العينات الكبيرة حيث حددها Hinkle et al. (1994) بـ 25 زوج فأكثر، بينما يراها (2013) Howell بـ 50 فرداً فأكثر فانه يوجد تقريب اعتدالي اوان التوزيع العيني لـ T له نفس توزيع المنحنى الاعتدالي ويصبح متوسط التوزيع العيني فى المجتمع كالاتي:

$$\mu_T = \frac{n(n+1)}{4}$$

والانحراف المعياري:

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}$$

وأحصاء ويلكوسون يتم التعبير عنه من خلال اختبار Z كالاتي:

$$Z = \frac{T + \mu_T}{\sigma_T}$$

وعليه فان:

$$Z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}}$$

• T قيمة أحصاء ويلكوسون، n حجم العينة (عدد افراد العينة).

وفيها يتم مقارنة قيمة Z المحسوبة بقيمة Z الحرجة التي تتم الحصول عليها من جداول Z انظر الملحق وإذا كانت: $Z < Z$ المحسوبة عند مستوى دلالة احصائية معينة نرفض الفرض الصفري.

مثال: أراد باحث التحقق مما اذا كان البرنامج الارشادي أثر في تقليل عدد السجائر لدى المدخنين وأجرى تصميم المجموعة الواحدة وقياس قبلي وبعدي لعينة حجمها 12 فرداً وكانت البيانات كالاتى:

| م | قبلي | بعدي | D | R | RD+ | RD- |
|----|------|------|----|----|-----|-----|
| 1 | 23 | 20 | 3 | 3 | 3 | |
| 2 | 12 | 16 | -4 | 4 | | -4 |
| 3 | 11 | 10 | 1 | 1 | 1 | |
| 4 | 15 | 0 | 15 | 9 | 9 | |
| 5 | 25 | 5 | 20 | 4 | 4 | |
| 6 | 20 | 8 | 12 | 8 | 8 | |
| 7 | 11 | 0 | 11 | 7 | 7 | |
| 8 | 9 | 15 | -6 | 6 | | -6 |
| 9 | 13 | 8 | 5 | 5 | 5 | |
| 10 | 15 | 13 | 2 | 2 | 2 | |
| 11 | 30 | 12 | 18 | 10 | 10 | |
| 12 | 21 | 0 | 21 | 12 | 12 | |
| | | | | | 68 | |

$$\sum RD+(T+) = 68$$

$$\sum RD-(T-) = 10$$

وعليه فإن قيمة ويلكوسون : $(T)=10$ ، و بحساب تقريب Z كالاتى:

$$Z = \frac{10 - \frac{12(12+1)}{4}}{\sqrt{\frac{12(12+1)(2*12+10)}{24}}}$$

$$= \frac{10 - 39}{12.75} = -2.28$$

إذا كان الاختبار ذو ذيل واحد فإن $\alpha = 0.05$ و $n=12$ ، بالبحث في جدول Z يتضح ان: $Z = -1.96$ الجدولية وبما ان $Z < (2.28)$ المحسوبة الجدولية (1.96) ، بالتالي يرفض H_0 بمعنى ان للبرنامج اثر على خفض تدخين عدد السجائر.

5. حجم التأثير: قدر (Field (2009) حجم التأثير لهذا الاختبار بالصيغة الآتية:

$$r = \frac{Z}{\sqrt{n}}$$

- Z قيمة الاختبار المحسوبة.
- n حجم العينة الكلي.

وعليه ففي المثال السابق تكون:

$$r = \frac{2.28}{\sqrt{12}} = 0.65$$

ومحكات تفسير مؤشر r لاختبار Wilcoxon هي نفسها المستخدمة مع معامل الارتباط r وهي اقل من 0.30 حجم تأثير ضعيف، من 0.3 الي 0.49 حجم تأثير متوسط، و 0.50 فأكبر حجم تأثير كبير.

وقدر (king & Minimum (2003) حجم التأثير لاختبار Wilcoxon (T) من خلال معامل الارتباط الثنائي التسلسلي للرتب Matched- pairs rank bi- serail correlation من خلال المعادلة الآتية:

$$r = \frac{4 \left[T - \left(\frac{\sum R_+ + \sum R_-}{2} \right) \right]}{n(n+1)}$$

- T مجموع الرتب الصغري (المحسوبة).
- $\sum R_-$ مجموع الرتب السالبة.
- $\sum R_+$ مجموع الرتب الموجبة.
- n عدد ازواج الدرجات.

وعليه فان حجم التأثير في المثال السابق :

$$r = \frac{4 \left[10 - \left(\frac{68+10}{2} \right) \right]}{12(12+1)} = \frac{116}{132} = 0.88$$

ولكن الصيغة التي طرحها (2009) Field هي اكثر استخداماً وتعطي قيمة في المدى من صفر الى الواحد الصحيح وكما انه يوجد حدود متفق عليها طرحها (1988) Cohen واعتمد (2003) king & Minimum على محكات (1988) Cohen.

تنفيذ اختبار ويلكوكسون لعينتين مرتبطتين في SPSS

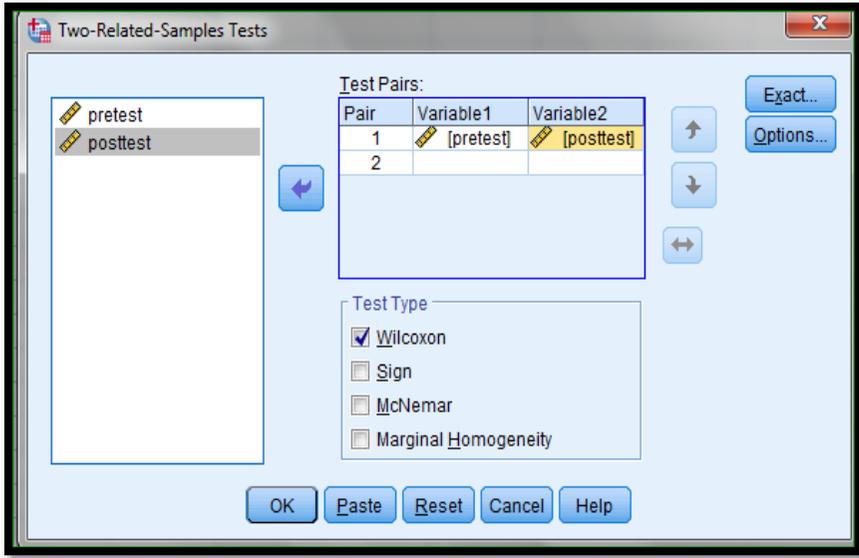
اولاً : ادخال البيانات : 1. اضغط Variable view

2. اسفل Name اكتب مسمى المتغيرات قبل البرنامج Pretest وبعد Posttest

3. اضغط علي Dataview وابدأ في ادخال البيانات.

ثانياً : تنفيذ الامر : Legacy → Nonparametric tests → Analyze

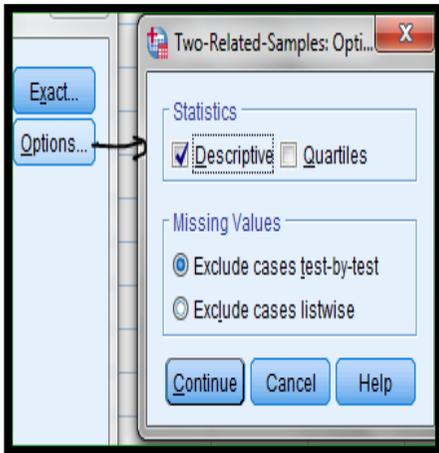
Dialog → 2 related samples تظهر الشاشة الاتية:



2. انقل متغير Pre test الي مربع Variable 1

3. انقل متغير Posttest الي مربع Variable 2

4. اضغط علي Wilcoxon في مربع Testtype



5. اضغط علي الاختيار Options علي يمين

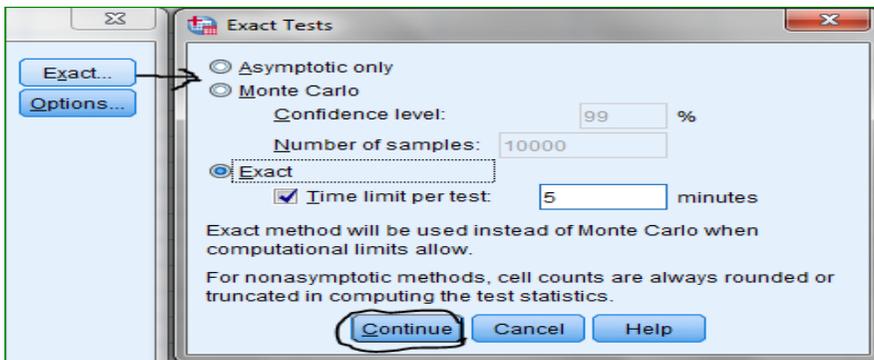
الشاشة تعطى الشاشة الاتية :

6. اضغط Descriptive

7. اضغط Continue

8. اذا كانت حجم العينة صغيراً يفضل ان تضغط

علي اختيار Exact يمين الشاشة تظهر الشاشة:



9. اضغط علي Exact ثم اضغط Continue ثم اضغط OK

ثالثاً: المخرج: الجدول الاول : احصاء وصفي للمتغيرات:

```

NPAR TESTS
  /WILCOXON=pretest WITH posttest (PAIRED)
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING ANALYSIS
  /METHOD=EXACT TIMER(5) .
    
```

| NPar Tests | | | | | |
|------------------------|---|----------|----------------|---------|---------|
| Descriptive Statistics | | | | | |
| | N | Mean | Std. Deviation | Minimum | Maximum |
| pretest | 8 | 142.5000 | 20.35401 | 125.00 | 170.00 |
| posttest | 8 | 132.6250 | 15.11799 | 120.00 | 163.00 |

• حيث للقياس القبلي للاكتئاب : $\bar{X} = 142.00$, $S = 20.35$

• اقصى قيمة للقياس القبلي 170 وأقصى قيمة للقياس البعدي 163

- الجدول الثاني:

| | | Ranks | | |
|-----------------------|----------------|----------------|-----------|--------------|
| | | N | Mean Rank | Sum of Ranks |
| posttest - pretest | Negative Ranks | 6 ^a | 4.50 | 27.00 |
| | Positive Ranks | 2 ^b | 4.50 | 9.00 |
| | Ties | 0 ^c | | |
| | Total | 8 | | |

a. posttest < pretest
b. posttest > pretest
c. posttest = pretest

حيث عدد الرتب السالبة = 6 بمعنى ان القياس القبلي اكبر من القياس البعدي

ومتوسط هذه الرتب $MeanRank = 4.50$ ($\frac{27}{6}$). وهكذا بالنسبة للرتب الموجبة.

ولا يوجد فروق بين القياس القبلي والبعدي وعدد التكررات المتماثلة Ties تساوي

صفر، واضح ان أدني مجموع للرتب هي "9" وتعتبر هذه القيمة المحسوبة لاختبار

ويلكوكسون ولكن هذه القيمة لا يعتمد عليها البرنامج في صناعة القرار.

الفصل الرابع عشر

اختبار الوسيط لعينتين مستقلتين

Median test

توجد العديد من الاختبارات اللابارامترية لعينتين مستقلتين مع البيانات الرتبية ومن

هذه الاختبارات اختبار الوسيط Median test واختبار مان-ويتني Mann - Whitney (U) test. ويعرف اختبار الوسيط بـ Mood's Median (اسم العالم الذي اقترحه) لعينتين مستقلتين ويهدف الي المقارنة بين وسيط مجتمعين مختلفين ويفترض تساوى الوسيط عبر مجموعتين او عينتين علي المتغير التابع في المجتمع، وفيه يتعامل مع متغير تابع عبر مستويات المتغير المستقل (معالجة أ ، معالجة ب) او (قياس بعدي ضابطة وقياس بعدي تجريبية)، ويمكن ان يكون عدد مستويات المتغير المستقل اثنين فأكثر وهو مشابه لتحليل التباين الاحادي (Green & Salkin, 2014) وتكون قياسات المتغير التابع رتبية (Huck, 2012). ويرى (2014)

Miller ان احد مميزات اختبار الوسيط عدم حاسسيته لعدم تجانس التباين ولايفترض توافر مسلمات حول توزيعات البيانات عبر المجموعات، وهذا الاختبار مفيد لدراسة اتجاهات الافراد لمواقف معينة مثل برامج التدريب العلاجية وعلي الرغم ان استخدام هذا الاختيار محدود في التراث البحثي العربي النفسي والتربوي مقارنة بالاختبارات اللابارامترية الاخرى المستخدمة في دراسة الفروق بين مجموعتين فاكثرا الا انه اختبار في غاية الاهمية ومفيد، في حين يرى (Green & Salkin (2014) بانه يجب تجنب استخدام اختبار الوسيط نظرا لان القوة الاحصائية له منخفضة.

اختبارات الفروض لقضية لبحثية: اهتم باحث بدراسة الاتجاهات نحو الاعاقة الفكرية بين الالباء الذين لديهم ابن معاق (مجموعة اولي او عينة اولي) والالباء الذين ليس لديهم ابن معاق (مجموعة ثانية) و كانت درجاتهم كالتالي:

| العينة الاولى | الثانية |
|---------------|---------|
| 19 | 16 |
| 22 | 18 |
| 28 | 21 |
| 32 | 26 |
| 34 | 27 |
| 37 | 29 |
| 40 | 31 |
| 42 | 33 |
| 43 | 38 |
| 46 | 39 |

واراد الباحث تحديد ما اذا كان وسيط اتجاهات مجتمع العينة الاولى يساوي وسيط اتجاهات مجتمع العينة الثانية؟.

الخطوات البحثية

1. مشكلة البحث: هل توجد فروق في وسيط او رتب اتجاهات بين الآباء الذين لديهم ابن معاق والآباء الذين ليس لديهم ابن معاق؟، أو هل يختلف الاتجاهات نحو الأعاقة بين الآباء الذين لديهم ابن معاق والآباء الذين ليس لديهم ابن معاق؟.

2. فرض البحث: توجد فروق بين الآباء الذين لديهم ابن معاق والآباء الذين ليس لديهم ابن معاق في الاتجاهات نحو الأعاقة.

3. متغيرات البحث: متغير الاتجاهات نحو الأعاقة: تابع - رتبي - منفصل، متغير نوعية الآباء: مستقل اسمي بمستويين - منفصل، علماً بأن القياسات كانت فترية ولكن لم تتوفر فيها مسلمات استخدام الأحصاء البارامترى وتم تحويلها الى رتب.

4. تصميم الدراسة أو نوعية الدراسات:

- الدراسات التجريبية: تصميم المجموعتين قياس قبلي وبعدي (ضابطة – تجريبية):

| | | | |
|-------------|----|---|----|
| (تجريبية) R | O1 | X | O2 |
| (ضابطة) R | O3 | | O4 |

- الدراسات شبة التجريبية تصميم المجموعتين وقياس قبلي وبعدي (ضابطة – تجريبية):

| | | |
|----|---|----|
| O1 | X | O2 |
| O3 | | O4 |

- الدراسات السببية المقارنة.

5. النموذج الأحصائي: أحصاء النموذج البسيط الابرامتري والأختبارالأحصائي: اختبار الوسيط.

خطوات أختبارات الفروض الصفرية

1 . الفروض الأحصائية:

الفرض الصفري (H0): وسيط مجتمع المجموعة الأوللا يختلف عن وسيط مجتمع المجموعة

الثانية H0: Mdn1 = Mdn2

• Mdn1 وسيط مجتمع المجموعة الاولى.

• Mdn2 وسيط مجتمع المجموعة الثانية.

إذا كانت المقارنة عبر اكثر من مجتمعين تكون الفروض الصفرية :

H0 :Mdn1 = Mdn2= Mdn3 = = Mdn

الفرض البديل (HA) : وسيط مجتمع المجموعة الأولى يختلف عن وسيط مجتمع المجموعة

الثانية HA: Mdn1 # Mdn2

والفرض غير موجه ذو ذيلين.

2 . الأختبار الأحصائي ومسلّماته: أختبار الوسيط وحساباته تعتمد على أعداد جدول

أقتراني ثنائي (2X2)، ومسلّماته هي نفس مسلّمات أختبار χ^2 وهي:

• القياسات مستقلة عن بعضها البعض بمعنى أن قياسات المجموعة الأولى مستقلة

عن قياسات المجموعة الثانية.

• جداول الأقران (2X2) يعطي أحصاء ذات توزيع تقريبي لاحصاء χ^2 عندما يكون حجم العينة كبيراً.

وعلى ذلك فإن اختبار الوسيط يتم التعامل معه في ضوء احصاء χ^2 .

3. قاعدة القرار ومستوى دلالة أحصائية: اختار الباحث مستوى دلالة أحصائية $\alpha = 0.05$ ويتم اعداد جدول افتراضي حيث يتم تقسيم درجات كل مجموعة الى فوق الوسيط وتحت الوسيط وذلك بعد حساب الوسيط لكل الدرجات وبالتالي فإن درجات الحرية لجدول (2X2) مثل احصاء χ^2 تكون :

$$df = (c-1)(r-1) = (2-1)(2-1) = 1$$

وبالكشف عن قيمة χ^2 الحرجة او الجدولية في جدول بـ $\alpha = 0.05$ و $df=1$ و

لأختبار ذو ذيلين فان: χ^2 الحرجة = 3.841

4. الحسابات:

• تحديد الوسيط العام Comman median لكل درجات المجموعتين بعد دمج كل الدرجات كالاتي:

• ترتيب الدرجات تنازلي او تصاعدي:

16,18, 19, 21, 22, 26, 27, 28, 29, 31, 32, 33, 34, 37, 38, 39, 40, 42, 43,46

• حساب رتبتي الوسيط (عدد القيم زوجي) $n=20$:

$$D1 = \frac{n}{2} = \frac{20}{2} = 10$$

$$D2 = \frac{n}{2} + 1 = 10 + 1 = 11$$

إذا القيمة التي رتبها 10 هي 31 والقيمة التي رتبها 11 هي 32 ، إذاً فإن الوسيط:

$$\text{Median} = \frac{31+32}{2} = 31.5$$

وهي القيمة التي من خلال يحدث تصنيف للبيانات الى مجموعتين تحت و فوق

الوسيط و بالتالي يكون الجدول كالاتي:

| | المجموع | المجموعة 2 | المجموعة 1 |
|------------|---------|------------|------------|
| فوق الوسيط | 10 | (B)3 | (A) 7 |
| تحت الوسيط | 10 | (D) 7 | (C) 3 |
| المجموع | 20 | 10 | 10 |

ويحسب أحصاء χ^2 من الصيغة الآتية:

$$\begin{aligned}
&= \frac{n(AD-BC)^2}{(A+B)(C+D)(A+C)(B+D)} \\
&= \frac{20(7 \times 7 - 3 \times 3)^2}{(7+3)(3+7)(7+3)(3+7)} \\
\chi^2 &= \frac{20(49-9)^2}{10 \times 10 \times 10 \times 10} \\
&= 3.20
\end{aligned}$$

5. القرار والتفسير: بما أن:

$\chi^2_{Median} < (3.841)$ الجدولية χ^2_{Median} المحسوبة (3.20)

على ذلك نفشل في رفض الفرض الصفري القائل لا فروق بين اتجاهات الآباء الذين لديهم طفل معاق وأقرانهم الذين ليس لديهم طفل معاق نحو الطفل المعاق.

6. حجم التأثير: يؤكد (Green & Salkind (2014) على أن حساب حجم التأثير لأختبار الوسيط من خلال حساب الوسيط لكل مجموعة أو نسبة الأفراد الذين حصلوا على درجات أعلى من الوسيط في كل مجموعة و مقارنتها ببعضها.

وكذلك يقدر حجم التأثير من خلال حساب مؤشر معامل الارتباط ϕ كما في حالة χ^2 للاستقلالية:

$$\varphi = \sqrt{\frac{x^2}{n}} = \sqrt{\frac{3.20}{20}}$$

أو معامل كرامير (V):

$$A = \sqrt{\frac{x^2}{Ndf_{smaller}}}$$

كتابة نتائج اختبار الوسيط في تقرير البحث وفقاً لـ APA

بعد التحليل يتضح ان اختبار الوسيط :

median test (1, N=20)=3.20, P > 0.05

ويتضح عدم وجود دلالة احصائية.

تنفيذ اختبار الوسيط في SPSS

أولاً : ادخال البيانات:1. اضغط Variable view (اسفل الشاشة)

2. اكتب مسمى المتغيرين في عمود Name:الاعاقة group : حيث لديه طفل معاق

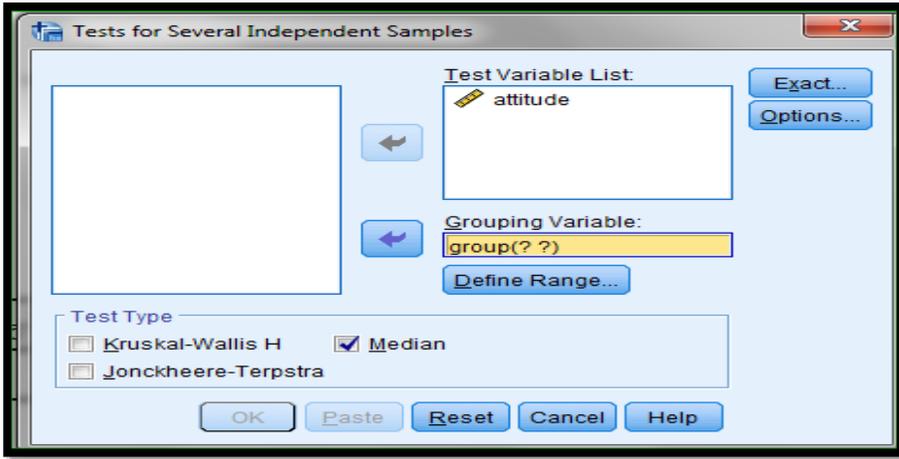
= 1 ، ليس لديه طفل معاق = 2، الاتجاه Attitude

وعليه يتم ادخال البيانات في عمودين.

3.اضغط Data view و ابدأ في ادخال البيانات للعينة

ثانياً : تنفيذ الامر:1. اضغط علي Analyze → Nonparametric tests → Legacy

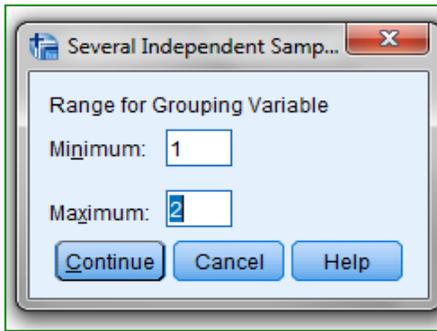
Dialogs → K Independent samples تظهر الشاشة الاتية :



2. انقل attitude (المتغير التابع) الي مربع Test Variable list

3. انقل المتغير المستقل group الي مربع Grouping Variable

4. اضغط علي مربع Define Group



تظهر الشاشة الاتية :

5. اكتب كود المجموعة 1 وكود المجموعة

الثانية 2 امام Group 2

6. اضغط Continue

7. اختار اختيار Median اسفل الشاشة ثم اضغط

OK

ثالثاً: المخرج: اعطي الجدول الاول:

يوجد 7 افراد في المجموعة الاولى درجاتهم اكبر من الوسيط و 3 افراد درجاتهم اكبر من الوسيط في المجموعة الثانية. بينما يوجد 3 افراد درجاتهم اقل او تساوي الوسيط في المجموعة الاولى و 7 في المجموعة الثانية.

```

NPAR TESTS
  /MEDIAN=attitude BY group(1 2)
  /MISSING ANALYSIS.

```

NPar Tests

Median Test

Frequencies

| | | group | |
|----------|-----------|-------|------|
| | | 1.00 | 2.00 |
| attitude | > Median | 7 | 3 |
| | <= Median | 3 | 7 |

الجدول الثاني كالاتي:

| Test Statistics ^a | |
|--------------------------------|----------|
| | attitude |
| N | 20 |
| Median | 31.5000 |
| Exact Sig. | .179 |
| a. Grouping Variable: group | |

- قيمة الاختبار: Median = 31.500
حقيقة هذه قيمة الوسيط كأحصاء وصفي ولم يعطي البرنامج قيمة χ^2 التي تستخدم في اختبارات الفروض.

- قيمة Exact sig (P) = 0.179، وعلي ذلك نقبل الفرض الصفري وعليه
Mdn = 31.5 , P > 0.05

الفصل الخامس عشر

اختبار مان - ويتني

Mann-Whitney (U)

يهدف هذا الأختبار الى تحديد ما إذا كانت توجد فروق في رتب درجات مجموعتين مستقلتين وهو الأختبار اللابارامتري المكافئ للاختبار البارامتري T المستقلة ويستخدم عندما توجد مجموعتين (تصميم بين المجموعات) والمتغير التابع رتبي، اي ان هذا الاختبار يتعامل مع متغيرين أحدهما اسمى بمستويين (مجموعتين) والآخر تابع رتبي. وياخذ هذا الاختبار الرمز (U) ويستخدم عندما لا يتحقق مسلمات الاختبار البارامتري مثل اعتدالية البيانات وتجانس التباينات وعلى ذلك فان أختبار (U) يقيم ما إذا كانت العينتين المسحوبين من مجتمعين مختلفين ذات رتب متساوية يأخذ هذا الاختبار مسميات عديدة منها The wilcoxon -Mann-whitney U test و Rank-sum و Wilcoxon أو ببساطة U-test.

وهذا الاختبار مفيد في حالة البيانات او العينات الصغيرة ويشير (Miller 2014) الى ان اختبار مان - ويتني (U) يختبر وسيطي توزيع العينتين لتحديد ما اذا كان وسيط احد العينات اكبر او اصغر من وسيط العينة الاخرى وعلى ذلك يتفق مع اختبار الوسيط ولكن (Huck 2012) يؤكد على ان اختبار مان - ويتني (U) اكثر قوة من اختبار الوسيط حيث انه اقل احتمالاً لتضخم الخطأ من النوع الثاني (قبول الفرض الصفري على مستوى بيانات العينة بينما هو في المجتمع مرفوض).

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Pagano, 2013):

اعتقد باحث في مجال علم النفس النمو أن تتاول البروتينات بكميات كبيرة في مرحلة الطفولة يزيد من النمو العقلي وجرى تجربة حيث أختار 18 طفل عشوائياً من اطفال ذات عمر العام الواحد في منطقة ما و قسمهم عشوائياً الى مجموعتين كل مجموعة بها 9 أطفال، والمجموعة الأولى (الضابطة) تتاولت بروتين بكميات قليلة في حين تتاولت

المجموعة الثانية التجريبية وجبات بها كمية بروتين عالية وفي نهاية العام الثالث قاس نسبة الذكاء لدى العينتين علماً بأن احد أفراد المجموعة التجريبية انتقل الى مدينة اخرى وأصبح عدد افراد المجموعة التجريبية ثمانية أفراد وفيما يلي نتائج الذكاء لدى العينتين:

| المجموعة الأولى | المجموعة الثانية |
|---------------------------|-----------------------------|
| درجات IQ للمجموعة الضابطة | درجات IQ للمجموعة التجريبية |
| 102 | 110 |
| 104 | 115 |
| 105 | 117 |
| 107 | 122 |
| 108 | 125 |
| 111 | 130 |
| 113 | 135 |
| 118 | 140 |
| 120 | |

واراد الباحث اختبار ما اذا كان توجد فروق بين رتب درجات المجموعتين بمعنى هل تتناول البروتين بكميات كبيرة يزيد الذكاء مقارنة بتناول البروتين بكميات قليلة؟.

الخطوات البحثية

1. مشكلة البحث: هل تتناول البروتين بكميات كبيرة يزيد من ذكاء الأطفال

أو هل توجد فروق بين رتب درجات ذكاء الأطفال الذين يتناولون البروتين بكميات قليلة و أقرانهم الذين يتناولون البروتين بكميات كبيرة؟.

2. فرض البحث: تتناول البروتين بكميات كبيرة يزيد ذكاء الأطفال.

او توجد فروق بين ذكاء الأطفال الذين يتناولون البروتين بكميات قليلة وأقرانهم الذين يتناولوا البروتين بكمية كبيرة لصالح الذين يتناولوا البروتين بكمية كبيرة.

3 . متغيرات البحث: تناول البروتين: مستقل اسمى بمستويين (قليلة - كبيرة) او المجموعة: التجريبية (كمية كبيرة) والمجموعة الضابطة كمية (قليلة)، والذكاء: تابع - فترتي - متصل (تم تحويله الى رتب) ولذلك فهو متغير رتبى.

4. التصميم البحثي: يصلح هذا الأختبار في حالة التصميمات أو الدراسات البحثية الآتية :

• الدراسات التجريبية : تصميم تجريبي ذو المجموعتين الضابطة والتجريبية وقياس قبلي وبعدي:

R O1 X O2 (تجريبية)
R O3 O4 (ضابطة)

حيث R تعنى العشوائية.

• الدراسات شبه التجريبية للتصميمات الآتية:

X O1
X O2

او تصميم

O1 X O2 (تجريبية)
O3 O4 (ضابطة)

5. النموذج الأحصائي: احصاء النموذج البسيط وفي هذه الحالة أعتد الباحث على رتب المتغير التابع وعليه فالأحصاء لابارامتري والأختبار المستخدم Mann-whitney (U)

خطوات اختبارات الفروض الصفرية:

1. الفروض الأحصائية: تصاغ الفروض الاحصائية في صورة كيفية وليس رموز لمعلم للمجتمع أو معالم لان هذا الاختبار لا يختبر معالم في المجتمع كما هو الحال في الاختبار البارامتري المكافئ بمعنى لا يقيم فروق المتوسطات.

الفرض الصفري (H0): تتاول البروتين بكميات كبيرة أثناء الطفولة ليس له اثر على الذكاء في المجتمع، أولاً توجد فروق (أختلاف) بين المجموعة التي تتناول البروتين بكميات كبيرة والمجموعة التي تتناول البروتين بكميات قليلة في نسبة الذكاء في المجتمع.

H0 : نسبة ذكاء الافراد عالى البروتين اقل نسبة ذكاء منخفض البروتين.

الفرض البديل (HA): تتاول البروتين بكميات كبيرة أثناء الطفولة يزيد من الذكاء مقارنة بأقرانهم الذين يتناولونه بكميات قليلة في المجتمع.

HA: نسبة ذكاء مرتفعي البروتين اكبر من نسبة ذكاء منخفضي البروتين.

2. الأختبار ومسلّماته: الأختبار هو مان-ويتني (M.W) وهذا الأختبار له عدة مسلّمات كما حددها (Nolan & Heinzen, 2012) كالآتي:

• البيانات للمتغير التابع رتبية.

• العينة مختارة عشوائياً.

• في الوضع المثالي لا توجد رتب مكررة Tied ranks ولكن اختبار M.W لديه ضلّاعة Robust ضد عدم تحقق هذا الشرط لو وجد عدد محدود من الرتب المكررة.

• قياسات الأفراد في كل مجموعة تتسم بالاستقلالية بمعنى اختيار فرد في المجموعة الأولى لا يؤثر على اختيار احد افراد او حالات المجموعة الثانية.

3. مستوى الدلالة احصائية وقاعدة القرار: تبني الباحث مستوى دلالة احصائية=0.05، ويمكن استخدام تقريب اختبار Z Approximation لاختبار

M.W(U) إذا كان حجم العينة كبيراً، وللكشف عن القيمة الحرجة لهذا الاختبار من خلال جدول () حيث أن الاختبار ذو ذيل واحد و $\alpha = 0.05$ و $n_1 = 9$ و $n_2 = 8$ وبالبحت بهذه البيانات يتضح ان القيمة الحرجة (U) :

$$U(9,8)=18$$

وقاعدة القرار هي: U (المحسوبة) \geq U الحرجة (الجدولية)، نرفض الفرض الصفري ولاحظ أن هذه القاعدة تعتبر مثل قاعدة اختبار ويلكوكسون وهما مختلفين عن قاعدة القرار لاختبارات الأحصائية البارامترية وبقيّة اللابارامترية وهذا يرجع الى ان الفرض الصفري يتعامل مع متغير متصل ثم يعدل الى رتب (Huck, 2012).

5. الحسابات: لحساب اختبار M.W اتبع بالخطوات الآتية:

أ- إدماج كل درجات المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية معاً راعي إذا وجدت رتب مكررة فيجب أخذ متوسط الرتب المكررة (أنظر اختبار ويلكوكسون).
 ب- رتب هذه الدرجات حيث أعطي الرتبة 1 لاقل قيمة في الدرجات بغض النظر عن المجموعة التي تنتمي اليها ثم اعطي الرتبة 2 للدرجة الاكبر التي تليها و هكذا.

ج- أفضل رتب درجات كل مجموعة ثم أحسب مجموع رتب كل مجموعة $\sum R$

د- احسب صيغتين لاختبار مان - ويتي كالآتي:

$$U1=(n_1)(n_2)+\frac{n_1(n_1+1)}{2} - \sum R_1$$

• n_1 عدد أفراد المجموعة الأولى.

• n_2 عدد أفراد المجموعة الثانية.

• $\sum R_1$ مجموع رتب المجموعة الاولى.

والصيغة الثانية U2 تقدر كالاتي:

$$U2=(n1)(n2)+\frac{n2(n2+1)}{2} - \sum R_2$$

• $\sum R_{21}$ مجموع رتب المجموعة الثانية.

وطرح (Miller (2014) صيغة واحدة لحساب اختبار مان -ويتني كالاتي:

$$W = n_{\text{small}} X n_{\text{total}} - \sum R_{\text{small } n}$$

- n_{small} : عدد الأفراد في أصغر مجموعة عدداً (التجريبية 8) .
- n_{total} : العدد الكلي في المجموعتين (17) .
- $\sum R_{\text{small } n}$ مجموع الرتب للمجموعة الأقل عدداً .

وتكون الحسابات كالاتي:

| المجموعة | الدرجات (X) | R | R1 | R2 |
|----------|-------------|----|----|-----|
| 1 | 102 | 1 | 1 | |
| 1 | 104 | 2 | 2 | |
| 1 | 105 | 3 | 3 | |
| 1 | 107 | 4 | 4 | |
| 1 | 108 | 5 | 5 | |
| 2 | 110 | 6 | | 6 |
| 1 | 111 | 7 | 7 | |
| 1 | 113 | 8 | 8 | |
| 2 | 115 | 9 | | 9 |
| 2 | 117 | 10 | | 10 |
| 1 | 118 | 11 | 11 | |
| 1 | 120 | 12 | 12 | |
| 2 | 122 | 13 | | 13 |
| 2 | 125 | 14 | | 14 |
| 2 | 130 | 15 | | 15 |
| 2 | 135 | 16 | | 16 |
| 2 | 140 | 17 | | 17 |
| Sum | | | 53 | 100 |

وحيث:

$$U_1 = 9 \times 8 + \frac{9(10)}{2} - 53$$

$$= 72 + 45 - 53 = 64$$

$$U_2 = 9 \times 8 + \frac{8 \times 9}{2} - 100$$

$$= 72 + \frac{72}{2} - 100$$

$$= 72 + 36 - 100 = 8$$

وعليه فإن قيمتي U_1 و U_2 هي 8 ، 64 إذا نعتمد على استخدام U الصغرى لمجموع رتب لأي من المجموعتين للتعبير عن قيمة إحصاء $M.W$ المحسوبة $U=8$

ضع في إعتبارك أن: $U_1+U_2=n_1 \times n_2$

$$64+8=9 \times 8$$

$$72=72$$

وإذا تم استخدام الصيغة:

$$W = n_{small} \times n_{total} - \sum R_{small n}$$

$$W = 8 \times 17 - 100$$

$$= 156 - 100 = 56$$

5. القرار والتفسير: القيمة المحسوبة (8) > القيمة الجدولية (18)، وعليه نرفض الفرض الصفري وعليه فإن تناول البروتين بكميات كبيرة في مرحلة الطفولة يزيد نسبة الذكاء مقارنة بأقرانهم الذين يتناولون كميات قليلة. أو توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند 0.05 في نسبة الذكاء بين الأطفال الذين يتناولون كميات كبيرة وأقرانهم الذين يتناولون كميات محدودة لصالح المجموعة التي تتناول كميات كبيرة.

6. حجم التأثير: يشير (Green & Salkind (2014) الى أنه يمكن تقدير حجم التأثير لإختبار (U) من خلال حساب الفروق بين متوسطات الرتب أو الفروق بين وسيط المجموعتين، ففي المثال السابق وسيط المجموعة الأولى = 108 ووسيط المجموعة الثانية = 123.5 إذاً حجم التأثير يقدر كالاتي:

$$ES = 123.5 - 108.0 = 15.5$$

بينما قدرها (King & Minium (2003 بالصيغة الآتية:

$$r_g = \frac{2(M_1 - M_2)}{n_1 + n_2}$$

• حيث أن M_2, M_1 متوسط رتب المجموعتين وليس متوسط الدرجات الأصلية، n_2, n_1 أحجام العينتين.

وتعرف هذه الصيغة بـ Glass rank bi -serial correlation، وتفسيره مثل تفسير معامل الارتباط كمؤشر لحجم التأثير وهذا يمثل حجم تأثير كبير.

بينما أشار Field (2009) إلى الصيغة الأتية لحساب حجم التأثير كما طرحها Rosenthal (1991) وهي الأكثر انتشاراً في الدراسات:

$$r = \frac{z}{\sqrt{N}}$$

حيث z تقرب لإختبار $M.W(U)$ في حالة العينات الكبيرة ودائماً مخرج الكمبيوتر في SPSS يعطي تقرب Z لإختبار $M.W$ بغض النظر عن العينة حيث N حجم العينة في المجموعتين، وتفسر قيمة r مثل معامل الارتباط r وهي 0.1 ضعيف و 0.30 متوسط و 0.50 كبير.

بينما طرح Miles & Banyard (2007) صيغة لحساب حجم التأثير في اختبار $M.W(U)$ كالآتي:

$$\theta = \frac{U}{n_a + n_b} = \frac{8}{17} = 0.47$$

وتفسيره يكون في ضوء الإحتمالات هو أنه من المحتمل أن أي شخص في المجموعة التجريبية سوف يحصل على درجات أعلى من درجات المجموعة الضابطة بإحتمال 0.47 (47%).

كتابة نتائج اختبار $M.W(U)$ في تقرير البحث وفقاً APA

أشارت نتائج الإختبار إلى أن تناول البروتين بكمية كبيرة يؤدي إلى زيادة نسبة الذكاء وذلك مقارنة بهؤلاء الذين يتناولون البروتين بكمية قليلة حيث: $z=8$ ، $ES=0.85$ ، $P<0.05$ ، وقيمة z لم يتم حسابها ويمكن الحصول عليها في مخرج SPSS ويمكن الإعتماد عليها إذا كان حجم العينة أقل من 20 فرداً كما في المثال الحالي.

إختبار مان - ويتني لأحجام العينات الكبيرة

عندما يكون حجم العينة أكبر من 20 فيستخدم إختبار مان - وتني (U) بصيغة أخرى حيث يناظر التوزيع العيني لـ (U) التوزيع الاعتدالي ويستخدم تقرب Z لحساب

إحصاء U (Hinkle et al., 1994; Privitera, 2015) ويكون متوسط التوزيع العيني كالآتي:

$$\mu_u = \frac{n_1 \times n_2}{2}$$

والانحراف المعياري للتوزيع العيني كالآتي:

$$\sigma_u = \sqrt{\frac{n_1 \times n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$$

وفي هذه الحالة فإن إحصاء مان-ويتني (U) يناظر توزيع Z وتكون الصيغة لحساب Z كالآتي:

$$Z_u = \frac{U - \mu_u}{\sigma_u}$$

$$Z_u = \frac{U - \frac{n_1 \times n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 \times n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}}$$

وقيمة Z في المثال السابق كالآتي:

$$Z_u = \frac{8 - \frac{9 \times 8}{2}}{\sqrt{\frac{(9)(8)(9+8+1)}{12}}}$$

$$=-2.69$$

وبمقارنة قيمة Z المحسوبة بقيمتها الجدولية وهي إما ان تكون 1.96 عند 0.05 أو 2.56 لإختبار ذو ذيل واحد عند 0.05، وإذا كانت Z المحسوبة \leq الجدولية (2.56) يُرفض الفرض الصفري H0، بمعنى أن نسبة ذكاء الأفراد الذين يتناولون البروتين بكمية كبيرة أعلى من نسبة الذكاء لأقرانهم الذين يتناولون البروتين بكميات محدودة.

ويتم حساب حجم التأثير من خلال المؤشر r كالآتي:

$$r = \frac{Z}{N}$$

إجراء الإختبار Mann-Whitney(U) في SPSS

أولاً : ادخال البيانات: 1. اضغط علي Variable view

2. اكتب مسمى المتغيرات تحت عمود Name وهي: المستقل :group: مجموعة

تجريبية = 1 ، مجموعة ضابطة = 2 ، والتابع: الذكاء: Intelligence

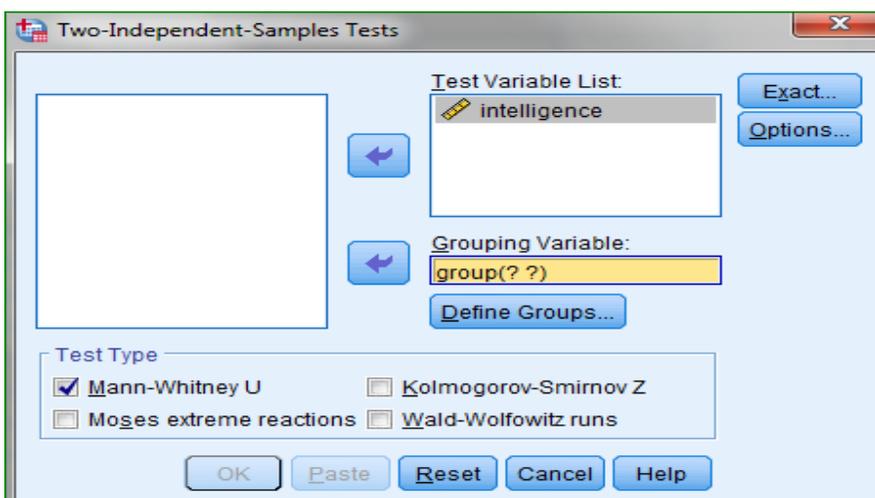
3. اضغط Data view يظهر عمودين كالآتي:

| | group | intelligence |
|---|-------|--------------|
| 1 | 1.00 | 110.00 |
| 2 | 1.00 | 115.00 |
| 3 | 1.00 | 117.00 |
| 4 | 1.00 | 122.00 |
| 5 | 1.00 | 125.00 |

ثانياً : تنفيذ الامر : الطريقة الاولى:

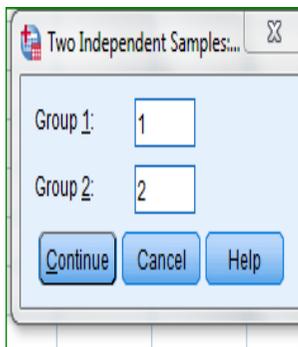
1. اضغط 2 → Legacy Dialogs → Nonparametric tests → Analyze

Independent samples تظهر الشاشة الاتية :



2. انقل المتغير التابع intelligence الي مربع Test variable ، انقل المتغير المستقل group الي مربع Groupingvariable

4. اضغط علي Definegroups تظهر الشاشة:

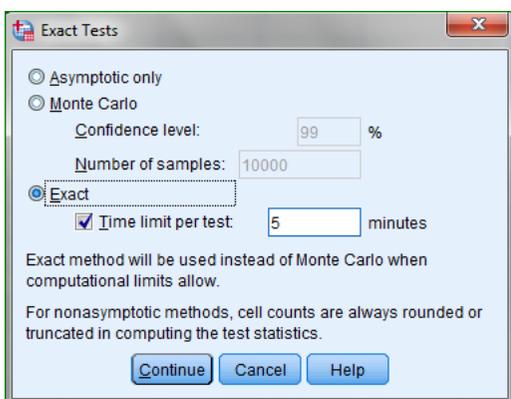


5. اكتب الكود 1 امام group 1 و 2 امام Group 2

6. اضغط Continue

7. اضغط علي اختيار Mann-whitney U في مربع Test

type (نشط اذا لم تضغط عليه).



8. اضغط علي اختيار Exact علي يمين

الشاشة تظهر الشاشة الاتية :

9. اضغط علي Exact وذلك لان حجم

العينة صغير.، ثم اضغط OK

ثالثاً: تفسير المخرج : الجدول الاول:

```

NPAR TESTS
  /M-W= intelligence BY group(1 2)
  /MISSING ANALYSIS
  /METHOD=EXACT TIMER(5) .

```

Mann-Whitney Test

Ranks

| | group | N | Mean Rank | Sum of Ranks |
|--------------|-------|----|-----------|--------------|
| intelligence | 1.00 | 8 | 12.50 | 100.00 |
| | 2.00 | 9 | 5.89 | 53.00 |
| | Total | 17 | | |

N- عدد افراد كل مجموعة وهي 8 للاولي التجريبية و 9 للضابطة

-Mean Rank: متوسط رتب درجات كل مجموعة فهي للضابطة:

$(\frac{53}{9})$ 5.89 وللتجريبية: 12.50 $(\frac{100}{8})$ وهذه المتوسطات تكون مفيدة عند

تفسير النتائج حيث توضح الدرجات العليا لاي مجموعة حيث تحدد الدلالة لصالح المجموعة الاعلى متوسط.

الجدول الثاني:

| Test Statistics ^a | |
|------------------------------|-------------------|
| | elligenc |
| Whitney U | 8.000 |
| on W | 53.000 |
| | -2.694- |
| . Sig. (2-tailed) | .007 |
| Sig. [2*(1-tailed Sig.)] | .006 ^b |
| Sig. (2-tailed) | .006 |
| Sig. (1-tailed) | .003 |
| robability | .001 |
| pping Variable: group | |
| corrected for ties. | |

• قيمة احصائية U الصغري = 8

التي استخدمت في مقارنتها بالقيمة الجدولية.

• اختبار (W) Wilcoxon وقد تتدهش

من هذا فمعروف ان اختبار Wilcoxon

يستخدم لعينات مرتبطة. فاختبار مان-وتني (U)

ويلكوكسون (W) يعملوا علي نفس المبدأ ولكن

عندما تكون المجموعتين غير متساوية فان قيمة

W هي مجموع الرتب في المجموعة التي تتضمن عدد اكبر من الافراد وعندما تكون

المجموعتين متساوية العدد، فان قيمته تكون للقيمة الاقل. وعلي ذلك فان مجموع رتب

المجموعة الاكثر عدداً Wilcoxon = 53

• اعطي البرنامج تقريبا Z لاختبار مان-ويتني وكما نعلم ان هذا يستخدم للعينات

الكبيرة ولكن البرنامج قام بهذا حتي للعينات الصغيرة: $Z = -2.694$ يتم مقارنتها بقيمة

Z الجدولية.

• القيمة الاحتمالية لـ P نوعين كالاتي : 0.007 = Asymp. Sig ويفضل

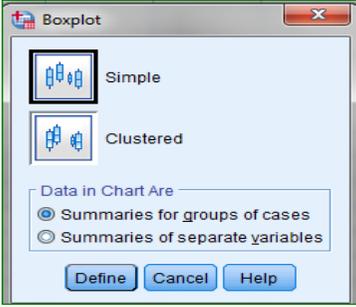
الاعتماد عليها في حالة العينات الكبيرة. و 0.006 = Exact sig ويفضل الاعتماد

عليها في حالة حجم عينة صغيرة كالمثال الحالي، وعليه فان : $0.05 < P (0.006)$

وعليه نرفض H_0 .

- المخرج اعطي رسالة مفادها : No corrected for Ties انه لم يتم تصحيح قيمة احصاء مان-ويتني من التكرارات المتشابهة Ties. وان Exact sig هي للاختبار ذو ذيل واحد وذو ذيلين ايضاً.

عرض النتائج بيانياً من خلال Boxplot كالآتي: (ارجع الي ملف البيانات)

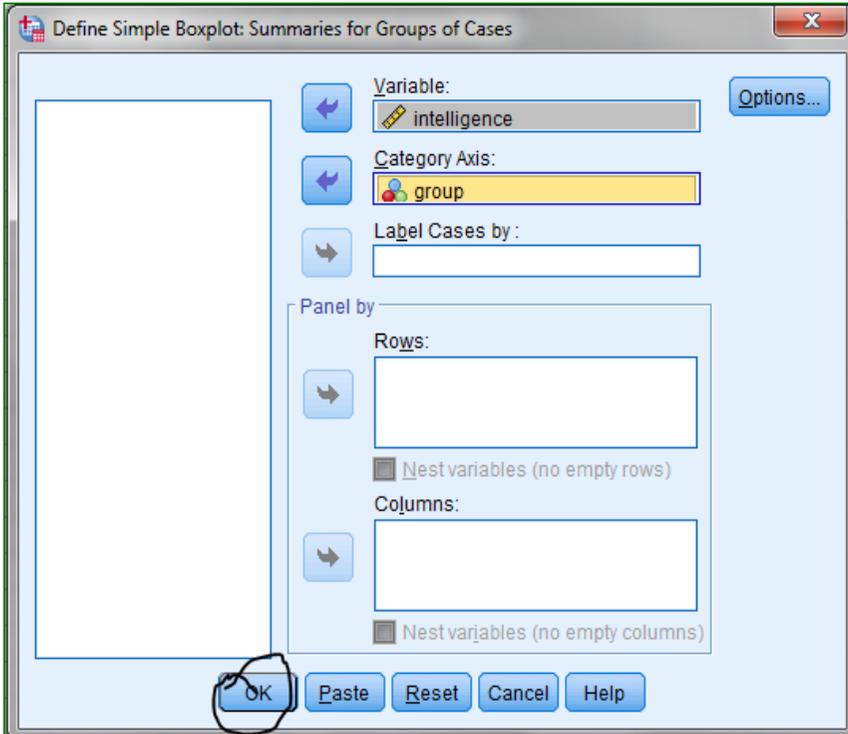


1. اضغط graphs→Legacy Dialogs→BoxPlot :

2. اختار (اضغط) Simple

3. اضغط --- Summaries for groups

4. اضغط Define (اسفل الشاشة) تظهر الشاشة الآتية :

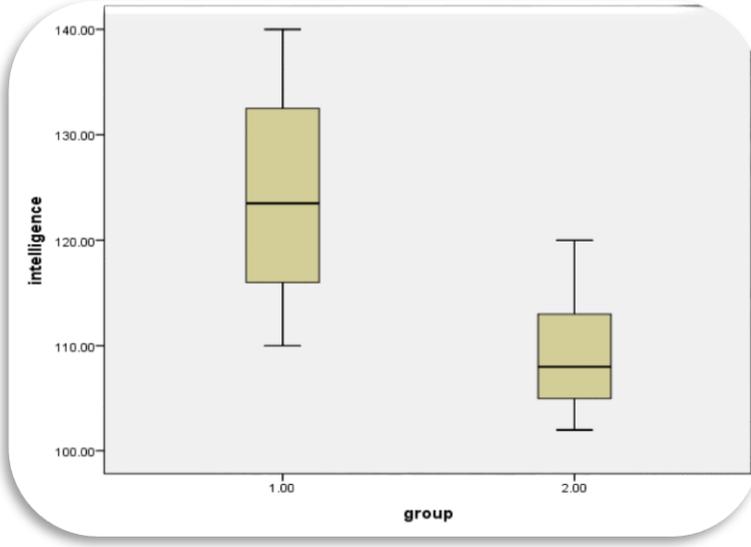


5. انقل Intelligence الي مربع Variable

6. انقل متغير group الي مربع CategoryAxis

7. اضغط OK

يظهر الشكل البياني الآتي:



وكما هو واضح ان الارباعي الاعلي 133 تقريباً، والادني 116 تقريباً واعلي قيمة في المجموعة الاولى 140 بينما في المجموعة الثانية (الضابطة) الارباعي الاعلي حوالي 113 والادني حوالي 104 واعلي قيمة 120. وكما هو واضح تفوق درجات المجموعة التجريبية علي درجات المجموعة الضابطة .

اختبار كولموجروف-سميرنوف (K.S) لبيانات اختبار مان-ويتني

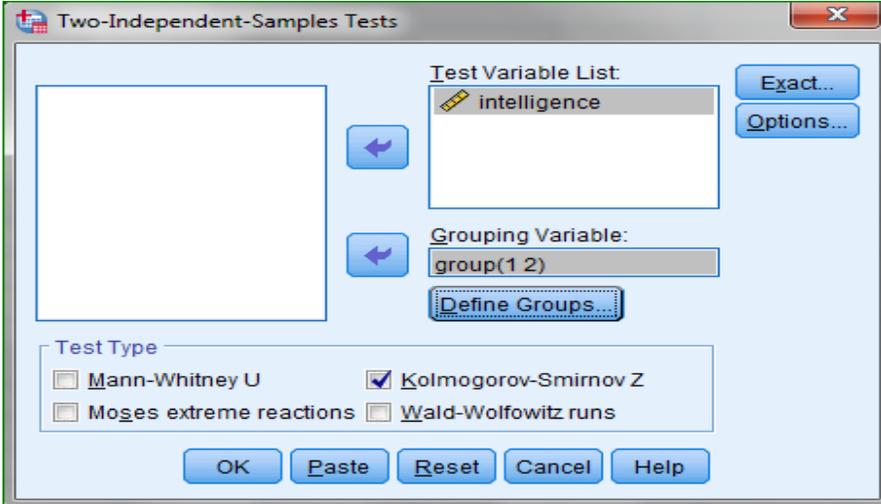
للمقارنة بين مجموعتين علي متغير تابع رتبي توجد عدة بدائل منها:

- اختبار مان-ويتني
- اختبار الوسيط
- اختبار (K.S)

وعليك ان تراعى انه قد سبق استخدام هذا الاختبار للتحقق من مدى توافر الاعتدالية لمتغير واحد لعينة واحدة ولكن هذا الاستخدام هو تعديل لاختبار كولموجروف-سميرنوف اللابارامتري لعينتين مستقلتين، وهذا الاختبار يقيم ما اذا كان العينتين المسحوبتين من مجتمعين لهما نفس التوزيع وعليه فان اختبار K.S هو بديل لاختبار T البارامتري لعينتين مستقلتين مثل اختبار مان-ويتني (U) واختبار الوسيط (Mdn).

اجراء اختبار K.S في برنامج SPSS

1. اضغط Analyze → Nonparametric test → Legacy Dialogs → Two Independent samples تظهر الشاشة الاتية:



2. انقل Intelligence الي مربع Test Variable list

3. انقل group الي مربع grouping variables

4. اختار Kolmogorov - Simrnov. Z ثم اضغط OK

تفسير المخرج : اعطي جدول التكرارات Frequencies :

```
NPAR TESTS
  /K-S= intelligence BY group(1 2)
  /MISSING ANALYSIS.
```

NPar Tests

Two-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

Frequencies

| | group | N |
|--------------|-------|----|
| intelligence | 1.00 | 8 |
| | 2.00 | 9 |
| | Total | 17 |

ثم اعطي جدول احصائية الاختبار Test statistics:

| Test Statistics ^a | | intelligence |
|------------------------------|----------|--------------|
| Most Extreme Differences | Absolute | .653 |
| | Positive | .653 |
| | Negative | .000 |
| Kolmogorov-Smirnov Z | | 1.343 |
| Asymp. Sig. (2-tailed) | | .054 |

a. Grouping Variable: group

حيث قيمته من خلال تقريب Z ،

K.S (Z) = 1.343 وقيمة

Asymp. Sig = 0.054 وبما

ان $(\alpha) 0.05 > 0.054 (P)$

وعليه نقبل H_0 وبالتالي لا توجد

فروق وهذه النتيجة تتفق مع

الدلالة الاحصائية لاختبار الوسيط ولكنهما يختلفوا مع الدلالة الاحصائية لاختبار مان-ويتني.

الفصل السادس عشر

تحليل التباين أحادي الإتجاه (كروسكال - والاس)

Kruskal-wallis One way analysis of variance(H)

هو الإختبار اللابارمترى المقابل للإختبار البارامترى تحليل التباين أحادي الاتجاه للعينات المستقلة أو بين المجموعات (ANOVA) وذلك عندما لا تتوفر مسلمات (ANOVA) ويهدف إلى تحديد ما إذا كان مجموع الرتب للمجموعات الثلاثة أو أكثر مختلفة إحصائياً، ويفترض أن الدراسة تتضمن متغير مستقل وبلغة التصميمات التجريبية عامل واحد بثلاث مستويات أو معالجات على الأقل. وهذا الإختبار هو إتساع لإختبار مان- ويتي وحساباته مشابهه له ولا يفترض إختبار K.W(H) توافر الاعتدالية او تجانس التباينات كما هو الحال في ANOVA ولكنه يتطلب فقط أن يكون المتغير التابع من مستوى قياس رتبي.

ويرى (Green & Salkind 2014) أن اختبارات الوسيط لأكثر من مجموعتين وكروسكال والاس (H) تقيم ما إذا كان وسيط المجتمعات على المتغير التابع متساوية عبر كل مستويات المتغير التابع أو العامل وإذا وجدت دلالة إحصائية لإختبار K.W تجري الاختبارات البعدية أو التتبعية Post hoc أو Follow up من خلال المقارنة بين وسيط زوج من مستويات العامل.

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Hinkle et al. 1994)

اهتم باحث بدراسة الفروق بين مدرسي المدرسة الإبتدائية والإعدادية والثانوية في الثقة بالنفس وأخذ ثلاث عينات عشوائية من المجتمعات الثلاثة وهي 6 مدرسين إبتدائي، 5 مدرسين إعدادي، 6 مدرسين ثانوي وطبق عليهم إختبار الثقة بالنفس وكانت الدرجات كالآتي:

| مدرسي الإبتدائي (A) | مدرسي الإعدادي (B) | مدرسي الثانوي (C) |
|------------------------|-----------------------|----------------------|
| 52 | 66 | 63 |
| 46 | 49 | 65 |
| 62 | 64 | 85 |
| 48 | 53 | 70 |
| 57 | 68 | 71 |
| 54 | | 73 |

وأراد التحقق ما إذا كانت توجد فروق في الثقة بالنفس بين مدرس المراحل الثلاثة؟.

الخطوات البحثية:

1. سؤال البحث: هل توجد فروق في الثقة بالنفس بين مدرسي المراحل الثلاثة (ابتدائي - اعدادي - ثانوي)؟
2. فرض البحث: توجد فروق بين مدرسي المراحل الثلاثة (ابتدائي - اعدادي - ثانوي) في رتب الثقة بالنفس.
3. متغيرات البحث: المراحل الدراسية: متغير مستقل - اسمي (ثلاث مستويات)، الثقة بالنفس: متغير تابع - فترتي - متصل.
4. التصميم البحثي: يستخدم هذا الاختبار لدراسات التصميمات البحثية الآتية:

- الدراسات التجريبية: خاصة المجموعات الثلاثة وقياسات قبلية وبعديّة ومجموعة ضابطة:

| R | O1 | X1 | O2 | (تجريبية) 1 |
|---|----|----|----|-------------|
| R | O3 | X2 | O4 | (تجريبية) 2 |
| R | O5 | | O6 | (ضابطة) |

- الدراسات شبه التجريبية مثل تصميم المجموعات الثلاثة وقياس بعدي:

| | |
|----|----|
| X1 | O1 |
| X2 | O2 |
| | O3 |

- الدراسات السببية المقارنة: مثل المثال في القضية البحثية السابقة.

5. النموذج الإحصائي: احصاء النموذج البسيط وفي هذه الحالة استخدم الباحث احصاء لا بارامتري وذلك بعد أن تأكد أن شروط استخدام الإحصاء البارامتري وتحليل التباين لم تتوفر مثل الاعتدالية، الاختبار الإحصائي المناسب: اختبار تحليل التباين كروسكال- ولاس.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الإحصائية: وفي هذه الحالة يتم صياغة الفروض الإحصائية بصورة عبارة تقريرية بدون رموز لعدم وجود معالم للمتغير التابع.

الفرض الصفرى (H_0): لا يوجد فروق في رتب درجات الثقة بالنفس بين مجتمعات مدرسي المراحل الثلاثة، أو لا توجد فروق بين مجموع الرتب في مجتمعات المجموعات الثلاثة.

لاحظ ان الفرض الصفرى في حالة ANOVA: لا توجد فروق بين متوسطات المجتمعات الثلاثة.

والفرض البديل (H_A): يوجد فروق في درجات الثقة بالنفس بين مجموعتين على الأقل من المجموعات الثلاثة، أو توجد فروق بين مجموع رتب مجتمعات المجموعات الثلاثة أو توزيعات المجتمعات الثلاثة ليس لها نفس التوزيع.

2. الإختبار الإحصائي ومسلمات: استخدام اختبار K.W (H) ومسلماته كما حددها Green & Salkind (2014):

- بيانات المتغير التابع رتبية.
- الإستقلالية: الأفراد في المجموعة مستقلين تماماً عن أفراد المجموعة الأخرى وهذا يعني أن درجة الفرد لا تتأثر بدرجة أى فرد أخرى في نفس المجموعة أو عبر المجموعات.

• إحصاء χ^2 هو تقريب لإختبار كروسكال-ولاس (H) ويكون أكثر دقة إذا كان حجم العينات كبيرة ، ولذلك فإن قيمة p (في المخرج SPSS) لـ χ^2 هي تقريب دقيق لإختبار K.W إذا كان حجم العينة 30 فأكثر.

• اختيار العينة في كل مجموعة بطريقة عشوائية.

• ويجب أن يكون حجم العينة في كل مجموعة على الأقل خمسة حتى يمكن

استخدام القيمة الحرجة لاحصاء χ^2 والتوزيع العيني لإختبار K.W(H) هو نفسة

توزيع درجات χ^2 ودرجات الحرية تتحدد بالآتي: $df=C-1=3-1=2$

3. مستوى الدلالة الإحصائية وقاعدة القرار: وبما أن الإختبار ذو ذيلين وبالبحث في

جدول χ^2 بـ $df=2, \alpha=0.05$ ، يتضح أن: $\chi^2_{\text{الحرجة}} = 5.991$

وعليه إذا كانت: $\chi^2 \leq \chi^2_{\text{المحسوبة}} \leq \chi^2_{\text{الحرجة}}$ نرفض الفرض الصفرى

4. الحسابات: لحساب إختبار كروسكال-ولاس (H) اتبع الخطوات الآتية:

أ- ادمج كل الدرجات في المجموعات الثلاثة معاً.

ب- رتب هذه الدرجات بغض النظر عن المجموعة التي تنتمي إليها حيث أعطى

الرتبة 1 لأقل درجة وهكذا.

ج- افصل رتب درجات كل مجموعة على حدة ثم احسب مجموع رتب كل

مجموعة $\sum R$.

د- تقدر قيمة إحصاء K.W(H) من الصيغة الآتية:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left[\sum \frac{R_K^2}{n_K} - \right] - 3(N+1)$$

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \left[\frac{\sum R_1^2}{n_1} + \frac{\sum R_2^2}{n_2} + \frac{\sum R_3^2}{n_3} \right] - 3(N+1)$$

• K عدد العينات أو المجموعات.

• N حجم العينة الكلية في المجموعات الثلاثة.

• n_1 عدد أفراد العينة الأولى، n_2 عدد أفراد العينة الثانية، n_3 عدد أفراد العينة الثالثة.

• $\sum R_1$ مجموع رتب العينة الأولى، $\sum R_2$ مجموع رتب العينة الثانية، $\sum R_3$ مجموع رتب العينة الثالثة.

| الدرجات (X) | المجموعة | R | R1(A) | R2(B) | R3(c) |
|-------------|----------|----|-------|-------|-------|
| 46 | A | 1 | 1 | | |
| 48 | A | 2 | 2 | | |
| 49 | B | 3 | | 3 | |
| 52 | A | 4 | 4 | | |
| 53 | B | 5 | | 5 | |
| 54 | A | 6 | 6 | | |
| 57 | A | 7 | 7 | | |
| 58 | C | 8 | | | 8 |
| 62 | A | 9 | 9 | | |
| 63 | C | 10 | | | 10 |
| 64 | B | 11 | | 11 | |
| 65 | C | 12 | | | 12 |
| 66 | B | 13 | | 13 | |
| 68 | B | 14 | | 14 | |
| 70 | C | 15 | | | 15 |
| 71 | C | 16 | | | 16 |
| 73 | C | 17 | | | 17 |
| Σ | | | 29 | 46 | 78 |

وبالتعويض في القانون:

$$H = \frac{12}{17(17+1)} \left[\frac{(29)^2}{6} + \frac{(46)^2}{5} + \frac{(78)^2}{6} - 3(17+1) \right]$$
$$= \frac{12}{306} (15557.37) - 54 = 7.86$$

5. القرار والتفسير: القيمة المحسوبة لـ H (7.86) < القيمة الجدولية لـ χ^2

(5.99)، اذاً نرفض الفرض الصفري وعلى ذلك يمكن القول بوجود فروق ذات دلالة احصائية في الثقة بالنفس بين مدرسي المرحلة الثلاثة وبالتأمل في الدرجات نلاحظ أن درجات الثقة في النفس لدى مدرسي المراحل الثانوية أعلى من مدرسي المرحلة الإعدادية و الابتدائية، بينما درجات مدرسي المرحلة الإعدادية تبدو أعلى من درجات مدرسي المرحلة الابتدائية لكن هذا وصف احصائي بدون استدلال.

6. حجم التأثير: تحدد بالصيغة الآتية (Green & Salkind (2014):

$$= \frac{H}{N-1} = \frac{7.86}{17-1} = 0.491$$

وعليه فإن متغير المرحلة التعليمية فسّر 49.1% من تباين الثقة بالنفس.

إجراء المقارنات البعدية Post hoc Comparison

لتحديد أي المجموعات والمعالجات هي التي أحدثت هذه الدلالة بمعنى معرفة الدلالة لصالح أي مجموعة فلا بد من إجراء اختبار مجموع الرتب (إختبار مان-ويتني) لكل زوج من العينات وهذا الإجراء يكون مشابه لإجراء اختبار T.test لكل مستويين من مستويات المتغير المستقل على حدة، لاحظ أن هذا الإجراء يضخم الخطأ من النوع الأول (α) ولكن لا يوجد العديد من البدائل في حالة اختبار K.W اللابارامتري كما هو الحال مع نظيره البارامتري ANOVA حيث توجد إختبارات المقارنات البعدية مثل (شيفية، توكي، نيومان - كولز وغيرها)، وعلى ذلك يتم إجراء اختبار مان - ويتني ثلاثة مرات (ابتدائي-اعدادي) و (اعدادي - ثانوي) و (ابتدائي - ثانوي).

ويشير (2009) Field الى أن الطريقة الأسهل هي استخدام تصحيح بونفيروني Bonferroni Correction حيث يتم إجراء اختبار مان وتني لكل زوج وبالتالي فإنه توجد ثلاث إختبارات وعلية فان مستوى الدلالة الاحصائية هي $0.0167 = \frac{0.05}{3}$ ويتم مقارنتها بكل قيمة ل z التقريبية لإختبار مان - ويتني (انظر حسابات M.W)

كتابة نتائج اختبار (H) في تقرير البحث وفقاً لـ APA

أشارت نتائج إختبار كروسكال -ولاس كالأتي :

$$\chi^2_{(2, N=17)} = 7.86, P < 0.05, Es =$$

على ذلك يوجد فروق ذات دلالة إحصائية عند 0.05 في الثقة بالنفس بين مدرسي المراحل الثلاثة .حيث أن للمرحلة اسهاماً نسبياً فسرت % 49.1 من تباين الثقة بالنفس.

إختبار كروسكال - ولاس في حالة وجود درجات أو قياسات متشابهة Tiedobservation

إذا وجدت درجات متشابهة فإن قيمة H تتأثر بهذه الرتب المتشابهة ولذلك توجد صيغة منقحة لإختبار H كالأتي:

$$H' = \frac{12 / N(N + 1)}{1 - \sum T' / N^3 - N} \sum_1^K \frac{R^2}{n} - 3(N + 1)$$

- $\sum T'$ مجموع كل الدرجات المتشابهة في المجموعة.
- T عدد الملاحظات أو الدرجات المتشابهة أو المكررة

وتقدر قيمة $T^1 = t_i^2 - t_i$ ، ويكون أثر التصحيح من الدرجات المتشابهة هو زيادة قيمة اختبار H وهذا يجعل النتائج أكثر دلالة احصائية من استخدام الصيغة غير المصححة لإختبار كروسكال -ولاس .

قضية بحثية: أراد باحث المقارنة بين ثلاث استراتيجيات تدريسية فأخذ ثلاث عينات عشوائية حجم كل عينة عشرة أفراد وبعد تطبيق الإستراتيجيات التدريسية الثلاثة لمدة استغرقت ثلاثة شهور طبق إختبار تحصيلي وكانت درجاتهم كالآتي:

| المجموعة (A) | المجموعة (B) | المجموعة (C) |
|--------------|--------------|--------------|
| 62 | 62 | 37 |
| 60 | 62 | 31 |
| 60 | 24 | 15 |
| 25 | 24 | 15 |
| 24 | 22 | 14 |
| 23 | 20 | 14 |
| 20 | 19 | 14 |
| 13 | 10 | 5 |
| 12 | 8 | 3 |
| 6 | 8 | 2 |

وبإتباع نفس الخطوات في المثال السابق حتى وصل إلى خطوة والحسابات وهي كالآتي:

| X | G | R | R(A) | R2(B) | R3(C) |
|----|---|-------|------|-------|-------|
| 2 | C | 1 | | | 1 |
| 3 | C | 2 | | | 2 |
| 5 | C | 3 | | | 3 |
| 6 | A | 4 | 4 | | |
| 8 | B | 5 + 6 | | | |
| | | ÷ 2 | | | |
| | | = 5.5 | | | |
| 8 | B | 5.5 | | | |
| 10 | B | 7 | | | |
| 12 | A | 8 | 8 | | |
| 13 | A | 9 | 9 | | |
| 14 | C | 11 | | | 11 |
| 14 | C | 11 | | | 11 |
| 14 | C | 11 | | | 11 |
| 15 | C | 13.5 | | | 13.5 |

| | | | | |
|------------|---|------|-------|-------|
| 15 | C | 13.5 | | 13.5 |
| 19 | B | 15 | | |
| 20 | A | 16.5 | 16.5 | |
| 20 | B | 16.5 | | |
| 22 | B | 18 | | |
| 23 | A | 19 | 19 | |
| 24 | A | 21 | 21 | |
| 24 | B | 21 | | |
| 24 | B | 21 | | |
| 25 | A | 23 | 23 | |
| 31 | C | 24 | | 24 |
| 37 | C | 25 | | 25 |
| 60 | A | 26.5 | 26.5 | |
| 60 | A | 26.5 | 26.5 | |
| 62 | A | 29 | 29 | |
| 62 | B | 29 | | 29 |
| 62 | B | 29 | | 29 |
| ΣR | | | 182.5 | 167.5 |
| | | | | 115 |

إذاً فإن قيمة H :

$$\begin{aligned}
 H &= \frac{12}{30(30+1)} \left(\frac{(1825)^2}{10} + \frac{(1675)^2}{10} + \frac{(115)^2}{10} - \frac{3(30+1)}{3(30+1)} \right) \\
 &= \frac{12}{930} (3330.625 + 2805.265 + 13225) - 93 \\
 &= 3.24
 \end{aligned}$$

وبالتعويض في معادلة H التصحيحية من أثر الدرجات المتشابهة من الجدول:

| R | Ti |
|------|----|
| 1 | 1 |
| 2 | 1 |
| 3 | 1 |
| 4 | 1 |
| 5.5 | 2 |
| 7 | 1 |
| 8 | 1 |
| 9 | 1 |
| 11 | 3 |
| 13.5 | 2 |
| 15.5 | 1 |
| 16.5 | 2 |
| 18 | 1 |
| 19 | 1 |
| 21 | 3 |
| 23 | 1 |
| 24 | 1 |
| 25 | 1 |
| 26.5 | 2 |
| 29 | 3 |

$$T^1 = \sum \frac{(t_i^3 - t_i)}{N^3 - N}$$

$$= \frac{(2^3 - 2) + (3^3 - 3) + (2^3 - 2) + (2^3 - 2) + (3^2 - 3)(2^2 - 2) + (3^3 - 3)}{(30)^3 - 30}$$

$$= 0.0036$$

إذاً H التصحيحة من أثر الدرجات المكررة كالآتي:

$$H^1 = \frac{H}{1 - 0.0036}$$

$$= \frac{3.24}{0.9964}$$

$$= 3.25$$

ويتم مقارنتها بـ χ^2 الجدولية عند $\alpha = 0.05$ و $df = 3 - 1 = 2$.

• **القرار و التفسير:** قيمة $H(3.25) > \chi^2$ الجدولية (5.99) ، اذاً الاختبار فشل في رفض الفرض الصفري وعليه :لا توجد فروق بين المجموعات الثلاثة في رتب التحصيل.

لاحظ أن الفرق بين H قبل التصحيح و H^1 بعد التصحيح ضئيل جداً وعليه فإنه من المحتمل أن القرار لا يختلف من قيمتها قبل التصحيح وعن قيمتها بعد التصحيح و معظم مجلدات الإحصاء . Hinkle et al. (2013) , Pagano (2013) , Howell (2013) (1994) وغيرها لا تقوم بإجراء تعديل لقيمة H ولا تعطي انتباه لعملية التصحيح وتعتمد على قيمة H قبل التصحيح حتى لو وجدت قيم مكررة.

تنفيذ اختبار كروسكال- ولاس في SPSS

اولاً: تسمية وادخال البيانات: 1. اضغط Variable view

2. تحت عمود Name اكتب مسمي المتغيرات كالآتي :

• المتغير المستقل: نوع المدرسة School: حيث مدرس ابتدائي = 1 ، مدرس اعدادي =

2 ، مدرس ثانوي = 3 . ويمكن تعريف المستويات تحت عمود Values.

وتحت عمود Measures حدد Nominal

• المتغير التابع : الثقة بالنفس Confidence

3. اضغط Data view ، قم بإدخال البيانات

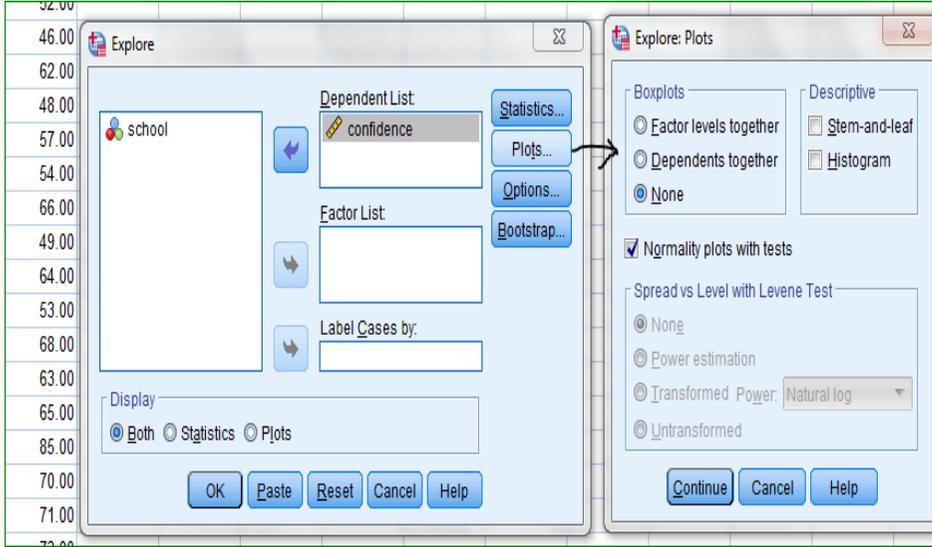
اختبار مسلمات الاختبار البارامترى تحليل التباين البسيط ANOVA

اختبار الاعتدالية:

1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Explore

2. انقل المتغير التابع الي مربع Confidence

3. اضغط علي اختيار Plots:



4. اختار Normality Plots with test فقط

5. اضغط Continue، ثم OK

المخرج : يعطي اختبار الاعتدالية كالاتي:

| Tests of Normality | | | | | | |
|---------------------------------|-----------|----|--------------|-----------|----|------|
| Kolmogorov-Smirnov ^a | | | Shapiro-Wilk | | | |
| | Statistic | df | Sig. | Statistic | df | Sig. |
| confidence | .117 | 17 | .200* | .961 | 17 | .652 |

*. This is a lower bound of the true significance.
a. Lilliefors Significance Correction

حيث قيمة P لاختباري كولموجوروف-سميرنوف = 0.200 وهذا يعني ان:

$0.200(p) > 0.05(\alpha)$ وعليه لا توجد دلالة احصائية وكذلك قيمة P لاختبار Shapiro-

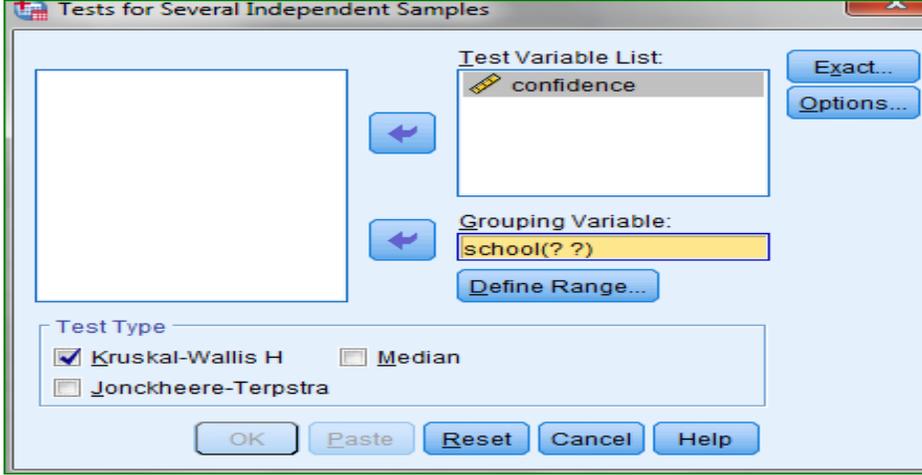
Wilk = 0.620 وعليه فتوزيع درجات متغير الثقة بالنفس يتمتع بالاعتدالية في المجتمع وعليه

يمكن استخدام ANOVA البارامتري ولكن يستخدم اختبار كروسكال-ولاس كمثال للتوضيح .

وخطواته كالتالي:

1. اضغط K → Legacy Dialogs → Nonparametric tests → Analyze

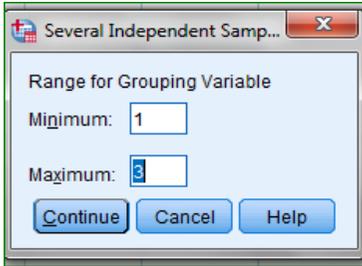
Independent samples تظهر الشاشة الاتية :



2. انقل متغير Confidence الي مربع Test Variable list

3. انقل متغير School الي مربع Grouping variables ثم اضغط علي Define Range

تظهر الشاشة الاتية:



4. اكتب ادنى كويد 1 امام Minimum واكبر كود 3 امام

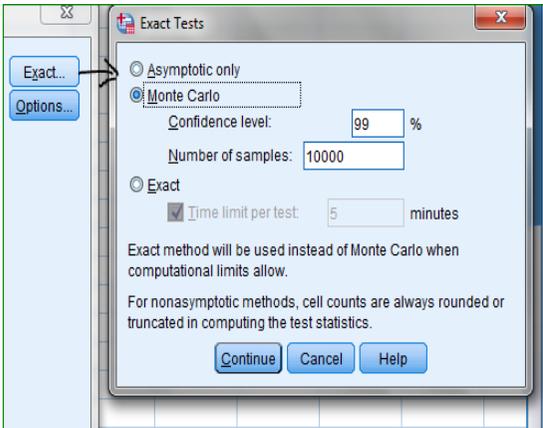
Maximum

5. اضغط Continue

6. اضغط علي اختبار Kruskal-Wallis

7. اضغط علي اختبار Exact علي يمين

الشاشة :



8. اضغط علي Monte Carlo

للحصول علي فترات الثقة باستخدام

المحاكاة لعدد من العينات يساوي

10000 عينة.

9. اضغط Continue، ثم OK

ثالثاً: تفسير المخرج الجدول الاول:

```
NPART TESTS
/K-W=confidence BY school(1 3)
/MISSING ANALYSIS
/METHOD=MC CIN(99) SAMPLES(10000).
```

NPar Tests

Kruskal-Wallis Test

Ranks

| school | N | Mean Rank |
|---------|----|-----------|
| ابتدائي | 6 | 4.67 |
| اعدادي | 5 | 8.60 |
| ثانوي | 6 | 13.67 |
| Total | 17 | |

اعطي عدد الافراد في كل تصنيف ومتوسط الرتب لكل مجموعة والواضح ان متوسط الرتب لمدرس الثانوي اكبر من متوسط الرتب لمدرس الابتدائي وكذلك لمدرس الاعدادي وهنا ربما يفيد الي حد ما عن اتجاه التأثير لصالح لمدرسي المرحلة الثانوية.

الجدول الثاني:

| Test Statistics ^{a,b} | | | |
|--------------------------------|-------------------------|-------------|-------------------|
| | | | confidence |
| Chi-Square | | | 9.574 |
| df | | | 2 |
| Asymp. Sig. | | | .008 |
| Monte Carlo Sig. | Sig. | | .002 ^c |
| | 99% Confidence Interval | Lower Bound | .001 |
| | | Upper Bound | .003 |

a. Kruskal Wallis Test
b. Grouping Variable: school
c. Based on 10000 sampled tables with starting seed 2000000.

اعطي قيمة احصاء χ^2 كتقريب لكروسكال-ولاس : $\chi^2 = 9.574$ لاحظ ان احصاء كروسكال-ولاس بالحسابات اليدوية : $\chi^2 = 7.86$ ودرجات الحرية: $df = 3 - 1 = 2$ ، ثم اعطي البرنامج P الاحتمالية تحت مسمى $Asymp. Sig(p) = 0.008$ ويستخدم لاحجام العينات الكبيرة ، لاحظ ان تقدير مونت كارلو للدلالة $P = 0.002$ وهي منخفضة وعليه توجد دلالة احصائية وكذلك تعتبر حدود الثقة في غاية الاهمية لصناعة القرار وحدى الثقة : $CI_{99} =$

(0.003 , 0.001) ونلاحظ ان هذه الحدود لا تتضمن 0.05 ولا حتي 0.01 وعلي ذلك توجد دلالة احصائية وتزداد ثققتنا في هذه الدلالة. واختبار كروسكال-ولاس يخبرنا عن وجود فروق من عدمه مثل اختبار ANOVA ولا يخبرنا اين تقع هذه الفروق واي المجموعات احدثت الدلالة.

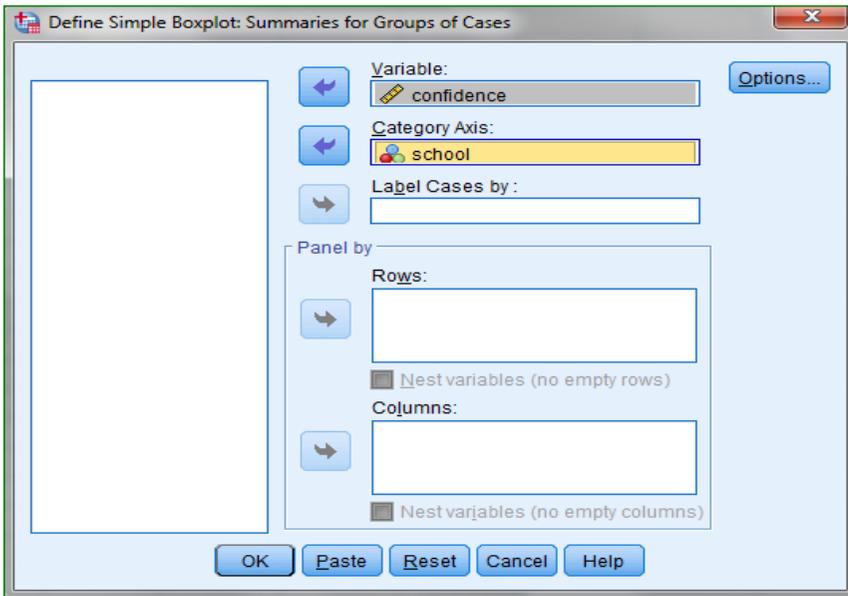
المقارنات البعدية لكروسكال-ولاس الدالة احصائياً

اولاً: عرض **Boxplot**: احد الطرق الوصفية للمقارنات البعدية هو العرض البياني لدرجات المجموعات الثلاثة كالاتي:

1. اضغط **Graphs → Legacy Dialogs → Box plot**

2. اضغط مرة واحدة علي **Simple** ثم نشط **-- summaries for groups**.

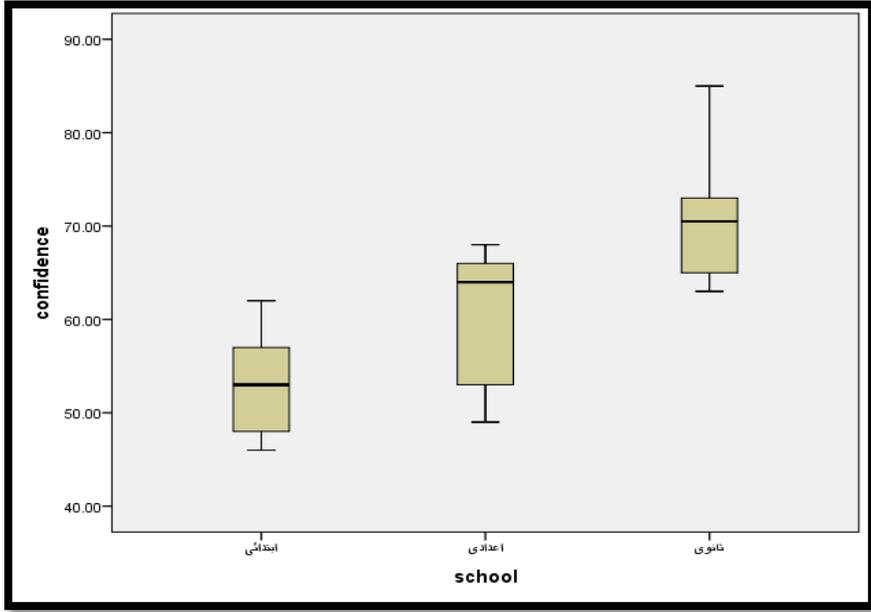
3. اضغط **Define** (اسفل الشاشة) تظهر الشاشة الاتية:



4. انقل **Confidence** الي مربع **Variable**

5. انقل **School** الي مربع **CategoryAxis**

6. اضغط **OK**



كما هو واضح ان وسيط مدرسي الثانوي (الخط داخل في المستطيل) يفوق وسيط مدرسي الابتدائي وكذلك الثانوي وعليه فمجموعة مدرسي الثانوي هي التي احدثت الدلالة ويظهر ان ادني وسيط هو لمجموعة مدرسي الابتدائي، ولكن هذا استنتاج وصفي ذاتي ونحن نحتاج الي اختبارات المقارنات البعدية الاستدلالية وهي:

ثانياً: اجراء اختبار Mann-Whitney بين كل زوج علي حدة: فالباحث بصدد اجراء ثلاثة اختبارات مان-وتني كالاتي:مجموعة ثانوي X اعدادي ، ثانوي X ابتدائي ، اعدادي X ابتدائي. راعي ان استخدام هذا الاجراء يضخم الخطأ من النوع الاول ، ولذلك يجب علي الباحث استخدام تصحيح بونيفروني وهو ان مستوي الدلالة الاحصائية تكون :

$$\frac{\alpha}{3} = \frac{0.05}{3} = 0.0167$$

ويتم اجراء Mann-Whitney كالاتي:

- اتبع خطوات تنفيذ اختبار Mann-Whitney

Analyze → Nonparametric test → Legacy Dialogs → 2 Independent samples (انظرتنفيذ الاختبار)

ولكن عند وضع المتغير المستقل School في مربع Grouping Variables حدد المجموعة بـ 1 ، 3 مثلاً وكان الناتج كالاتي : $Z = 2.882$, $P = 0.002 < 0.0167$ وعليه يتم رفض H_0 بمعنى وجود فروق في رتب الثقة لمدرسي المرحلة الثانوية والابتدائية وبكل تأكيد الدلالة لصالح متوسط الرتب الاعلي لمدرسي المرحلة الثانوية.

وبعد ذلك حدد المجموعة بـ 1 ، 2 والمخرج : $Z = - 1.461$, $P = 0.144 > 0.016$ وعليه لا فروق في رتب الثقة بالنفس بين مدرسي الابتدائي والاعدادي.

وبعد ذلك حدد المجموعة بـ 2 ، 3 والمخرج : $Z = - 1.88$, $P = 0.064 > 0.016$ وعليه لا فروق في رتب الثقة بالنفس بين مدرسي الثانوي والاعدادي. ومن ثم المسبب للدلالة هي المجموعة الثالثة (مدرسة المرحلة الثانوية) والمجموعة الاولى (مدرسي المرحلة الابتدائية) لصالح مدرسي المرحلة الثانوية.

ثالثاً: يمكن اجراء المقارنات بطريقة اقترحها (Siegel & Custellan 1988) كما وضحها (Field 2009) وتتضمن مقارنة احد الفرق بين متوسطات الرتب للمجموعات المختلفة بقيمة Z مضافة اليها ثابت قائم علي حجم العينة الكلي وحجم العينتين المناظرتين لاعلي وادني متوسط كالاتي:

$$|\bar{R}_u - \bar{R}_v| \geq Z\alpha / K(K-1) \sqrt{\frac{N(N+1)}{12} \left(\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v} \right)}$$

فالجزء الايسر هو الفرق بين متوسط الرتب لمجموعتين ولكن خذ القيمة المطلقة لهذا الفرق (تجاهل الاشارة السالبة)، و K عدد المجموعات = 3 ، N حجم العينة الكلي = 17 ، عدد افراد المجموعة الاولى المناظرة لـ \bar{R}_u ، n_u عدد افراد المجموعة الاخرى المناظرة لـ \bar{R}_v . وعليه فمثلاً n_u (الثانوي) = 6 ، n_v (الابتدائي) = 6 والشئ غير معروف هو $Z\alpha / K(K-1)$. وحيث $\alpha = 0.05$ و $k(k-1) = 3(3-1) = 6$ وعليه فان:

$$\alpha / K(K-1) = \frac{0.05}{3 \times 2} = \frac{0.05}{6} = 0.00833$$

وبالبحث في جدول Z تحت العمود المسمى Smaller portion بالقيمة 0.0083 نجد ان اقرب قيمة لها 0.00842 وهي تناظر القيمة 2.39 في العمود Z وعليه فان :

$$\begin{aligned} \text{الفرق بين متوسطات الرتب} &= 2.39 \sqrt{\frac{17(18)}{12} \left(\frac{1}{6} + \frac{1}{6}\right)} \\ &= 2.39 \sqrt{25.5 (0.1944)} \\ &= 2.39 \sqrt{4.958} = 5.32 \end{aligned}$$

وعلي ذلك فان اذا كان الفرق بين الثالثة والاولي اكبر من 5.32 فانه توجد فروق احصائية بين المجموعتين، والفرق بين متوسطات الرتب للمجموعتين الاولي والثالثة هو: $9.00 = 13.67 - 4.67$ ، وبما ان $9.00 > 5.32$ وبالتالي توجد فروق ذات دلالة احصائية بين رتب المجموعة الثالثة والاولي ولصالح المتوسط لاعلى.

وعند حساب الفرق بين المجموعة الاولي والثانية وفي هذه الحالة يوجد عدم تساوي للعينات حيث $n_u = 6$ و $n_v = 5$ وعليه يتم تقدير قيمة Z كالآتي:

$$\begin{aligned} Z &= 2.39 \sqrt{\frac{17(18)}{12} \left(\frac{1}{6} + \frac{1}{5}\right)} \\ &= 2.39 \sqrt{25.5 (0.233)} \\ &= 2.39 \times 2.43 = 5.829 \end{aligned}$$

والفرق بين متوسطات رتب المجموعة الاولي والثانية: $3.93 = 8.60 - 4.67$

وبما ان: $3.93 < 5.32$ ، وبالتالي فان قيمة Z اكبر من الفرق بين المتوسطين وبالتالي لا توجد فروق ذات دلالة احصائية احصائية بين رتب المجموعتين الاولي و الثانية.

والفرق بين المجموعة الثالثة و الثانية: $5.07 = 13.67 - 8.60$

وبما ان: $5.32 < 5.07$ (الفرق)، وعليه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين المجموعتين الثالثة والثانية . وعليه فالزوج الذي احدث الفروق هي المجموعتين الاولى والثالثة لصالح المجموعة الثالثة، وهذه النتيجة افرزها اختبار مان- ويتني لكل زوج من المجموعات.

اختبار الوسيط لاكثر من مجموعتين

Extended Median Test

كما سبق واشرنا ان اختبار الوسيط يستخدم لتقييم ما اذا كانت توجد فروق بين عينتين مستقلتين وهو اختبار لابارامتري مثل مان-ويتني وكولموجروف-سميرنوف لعينتين. ويمكن استخدام اختبار الوسيط لتقييم ما اذا كانت توجد فروق بين اكثر من عينتين مثل اختبار كروسكال-ولاس وعلي ذلك فهو يعتبر اختبار لابارامتري مقابل لاختبار البارامتري ANOVA. وبتطبيق اختبار الوسيط علي البيانات السابقة في اختبار كروسكال - ولاس كالآتي:

تنفيذ اختبار الوسيط لاكثر من مجموعتين في SPSS

1. اضغط K → Legacy Dialogs → Nonparametric tests → Analyze

Independent samples

2. اتبع الخطوات السابقة كما في كروسكال - ولاس

3. اضغط علي Median بجانب اختيار (H) Kruskal-Walls

4. اضغط OK

المخرج:

اعطي الجدول الاول Frequencies :

```

NPAR TESTS
/MEDIAN=confidence BY school(1 3)
/MISSING ANALYSIS.

```

NPar Tests

Median Test

Frequencies

| | School | | |
|----------------------|---------|--------|-------|
| | ابتدائي | اعدادي | ثانوي |
| confidence > Median | 0 | 3 | 5 |
| confidence <= Median | 6 | 2 | 1 |

حيث عدد الافراد في كل مجموعة اكبر من الوسيط حيث وسيط الدرجات 63.00 وكذلك عدد الافراد في كل مجموعة اقل او تساوي الوسيط.

الجدول الثاني Test statistics:

| Test Statistics ^a | |
|------------------------------|--------------------|
| | confidence |
| N | 17 |
| Median | 63.0000 |
| Chi-Square | 8.838 ^b |
| df | 2 |
| Asymp. Sig. | .012 |

a. Grouping Variable:
school

b. 6 cells (100.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 2.4.

حيث قيمة الوسيط = 63

وتقريب χ^2 القيمة المحسوبة التي يتم مقارنتها بالقيمة الجدولية 8.838 ودرجات الحرية: $df = 3 - 1 = 2$ ، وقيمة $P = 0.012$ هي $Asmp. Sig = 0.012$ وعليه يُرفض H_0 وبالتالي توجد فروق بين المجموعات الثلاثة في الثقة بالنفس.

الفصل السابع عشر

إختبار فريدمان للعينات المرتبطة

Friedman Test

يعتبر اختبار فريدمان هو الإختبار اللابارامتري المقابل لتحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة One way repeated –NOVA وتم تطوير هذا الإختبار على يد الإقتصادي المشهور Milton Friedman ويختبر ما إذا كان وسيط المجتمعات متساوي عبر القياسات المتكررة لنفس الأفراد، بكلمات أخرى يختبر الفرض الصفري القائل لا فرق بين القياسات على نفس العينة أو عبر أكثر من معالجتين، وليس شرطاً أن يستخدم اختبار فريدمان على قياسات من نفس الأفراد بل يمكن استخدامه على قياسات من مجموعات متناظرة Matched Measures ويطبق على الرتب بدلا من الدرجات الخام وعلى الرغم من أن اختبار ANOVA لديه مناعة ضد عدم تحقق شروط استخدامه إلا أنه يوجد بديل آخر لا بارامتري وهو اختبار فريدمان.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

أراد باحث إختبار ما إذا كانت المحاضرة المرتبطة بالمعينات البصرية لها فاعلية فقام الباحث بالحصول على 17 فرد يأخذون نفس المحاضرة تحت ثلاثة شروط أو ظروف مختلفة هي الأولى المحاضرة بدون أي مساعدة بصرية، والثانية يوجد مساعدات بصرية محددة مثل الشفافيات والثالثة يوجد مساعدات بصرية متنوعة عديدة وقام بتقدير جودة المحاضرة على مقياس من 75 نقطة (درجة) وبما ان القياسات على نفس الأفراد وعلى نفس المعالجات الثلاثة نتوقع وجود ارتباط بين القياسات الثلاثة وفيما يلي البيانات:

| الطالب | بدون معينات | معينات محدودة | معينات عديدة |
|--------|-------------|---------------|--------------|
| 1 | 50 | 58 | 54 |
| 2 | 32 | 37 | 25 |
| 3 | 60 | 70 | 63 |
| 4 | 58 | 60 | 55 |
| 5 | 41 | 66 | 59 |
| 6 | 36 | 40 | 28 |
| 7 | 26 | 25 | 20 |
| 8 | 49 | 60 | 50 |
| 9 | 72 | 73 | 75 |
| 10 | 49 | 54 | 42 |
| 11 | 52 | 57 | 47 |
| 12 | 36 | 42 | 29 |
| 13 | 37 | 43 | 31 |
| 14 | 58 | 50 | 56 |
| 15 | 39 | 48 | 44 |
| 16 | 25 | 29 | 18 |
| 17 | 51 | 63 | 68 |

وأراد الباحث أن يختبر ما اذا كان يوجد فروق في جودة المحاضرة بين الظروف أو القياسات الثلاثة لنفس العينة؟.

الخطوات البحثية: 1. مشكلة البحث: هل توجد فروق في جودة المحاضرة بين المعالجات التدريسية الثلاثة لنفس الأفراد؟، أو هل جودة المحاضرة بإستخدام المعالجات الثلاثة لنفس الأفراد مختلفة في المجتمع؟.

2. فرض البحث: توجد فروق في جودة المحاضرة في القياسات الثلاثة.

3. متغيرات البحث: المتغير المستقل: القياسات عبر الزمن أو المعالجات الثلاثة -
اسمي بثلاث مستويات، والمتغير التابع: جودة المحاضرة - فترتي - متصل.

4. التصميم البحثي: يستخدم هذا الإختبار في:

• تصميمات القياسات المتكررة:

X1 O1 X2 O2 X3 O3

• تصميمات الأفراد المتناظرين: ويستخدم ما اذا كان أداء الأبناء العقلي يتأثر بأداء آبائهم العقلي.

5. النموذج الإحصائي: إحصاء النموذج البسيط Bivariate statistics، الإختبار الإحصائي المناسب: إختبار فريدمان للقياسات المتكررة.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الإحصائية: مثل الإختبارات اللابارامترية تصاغ الفروض الإحصائية في صورة كيفية وليست رموز لعدم وجود معالم تختبر حولها في المجتمع.

• الفرض الصفري (H_0): لافروق بين المعالجات الثلاثة في جودة المحاضرة ، أو لا تختلف مجموع الرتب لجودة المحاضرة على القياسات الثلاثة لأفراد العينة، أو مجموع الرتب لجودة المحاضرة عبر القياسات الثلاثة متساوية.

• الفرض البديل (H_A): توجد فروق بين مجموع الرتب للقياسات الثلاثة لجودة المحاضرة، أو مجموع الرتب للقياسات الثلاثة لجودة المحاضرة غير متساوية.

2. الإختبار الإحصائي ومسلماته: الإختبار الإحصائي المستخدم هو فريدمان ومسلماته كما حددها فريدمان كالآتي:

• العشوائية: إختيار أفراد العينة يجب أن تكون عشوائياً من المجتمع.
• الإستقلالية: درجة كل فرد لا تتأثر بدرجة إختبار فرد الأخر في نفس المجموعة وإذا كان التصميم من نوعية التصميمات المتكافئة فإن مجموع الدرجات للمجموعة الأولى لا تتأثر بدرجات المجموعة المناظرة.

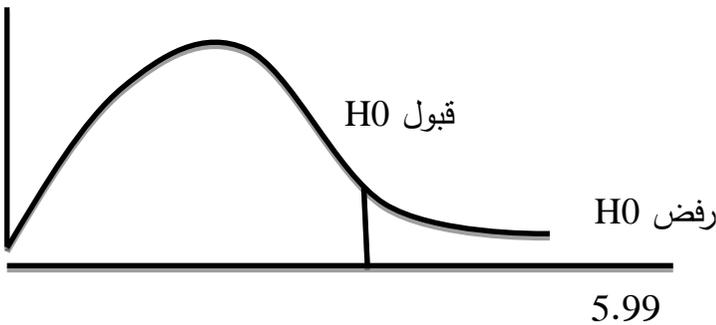
- توزيع إختبار χ^2 وإختبار فريدمان يعطوا نتائج مقاربة نسبياً لحجم العينات كبيرة وغالباً تكون النتائج دقيقة لحجم عينة أكبر من 30 فرداً.
 - توزيع فروق الدرجات بين أي زوج تكون متصلة ومنتظمة في المجتمع وهذه المسلمة تتطلب عدم وجود تكرارات أو رتب متشابهة.
- ويتم التعويض في قانون فريدمان كالاتي:

$$\chi_f^2 = \frac{12}{NK(K+1)} \sum R^2 - 3N(K+1)$$

- χ_f^2 إختبار كاي تربيع
- N العدد الكلي للعينة.
- K عدد الظروف أو القياسات
- $\sum R$ مجموع رتب كل القياسات أو المستويات.

ودرجات الحرية لإختبار χ^2 : $df=K-1=3-1=2$

3. مستوى دلالة إحصائية وقاعدة القرار: ويختبر الفرض الإحصائي الصفري عند مستوى دلالة إحصائية 0.05 ، وبالكشف في جدول χ^2 بـ $df=2, \alpha=0.05$ فإن قيمة χ^2 الحرجة = 5.99. وتكون قاعدة القرار كالاتي: القيمة المحسوبة \leq القيمة الحرجة، إذا نرفض الفرض الصفري.



4. الحسابات: لحساب إختبار فريدمان اتبع الخطوات الآتية:

أ- رتب درجات كل صف لكل فرد على حدة في القياسات الثلاثة.

ب- اجمع رتب كل قياسية أو مجموع العمود.

ت- احسب إحصاء χ_f^2 من المعادلة السابقة وفيما يلي الحسابات:

| الطالب | X المجموعة الأولى | R1 رتب المجموعة | X المجموعة الثانية | R2 | X المجموعة الثالثة | R3 |
|------------|-------------------|-----------------|--------------------|----|--------------------|----|
| 1 | 50 | 1 | 58 | 3 | 54 | 2 |
| 2 | 32 | 2 | 37 | 3 | 25 | 1 |
| 3 | 60 | 1 | 70 | 3 | 63 | 2 |
| 4 | 58 | 2 | 60 | 3 | 55 | 1 |
| 5 | 41 | 1 | 66 | 3 | 59 | 2 |
| 6 | 63 | 2 | 40 | 3 | 28 | 1 |
| 7 | 26 | 3 | 25 | 2 | 20 | 1 |
| 8 | 49 | 1 | 60 | 3 | 50 | 2 |
| 9 | 72 | 1 | 73 | 2 | 75 | 3 |
| 10 | 49 | 2 | 54 | 3 | 42 | 1 |
| 11 | 52 | 2 | 57 | 3 | 47 | 1 |
| 12 | 36 | 2 | 42 | 3 | 29 | 1 |
| 13 | 37 | 3 | 34 | 2 | 31 | 1 |
| 14 | 58 | 3 | 50 | 2 | 56 | 2 |
| 15 | 39 | 1 | 48 | 3 | 44 | 2 |
| 16 | 25 | 2 | 29 | 3 | 18 | 1 |
| 17 | 51 | 1 | 63 | 2 | 68 | 3 |
| ΣR | | 30 | | 45 | | 27 |

وعليه فإن:

$$\begin{aligned}\chi_f^2 &= \frac{12}{17 \times 3 \times 4} ((30)^2 + (45)^2 + (27)^2) - 3 \times 17(3 + 1) \\ &= \frac{12}{204} (3654) - 204\end{aligned}$$

$$= 10.94$$

5. **القرار والتفسير:** بما أن القيمة المحسوبة لـ $\chi^2_{(10.94)} <$ القيمة الحرجة (5.99)، وعليه نرفض الفرض الصفري وبالتالي: توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين رتب درجات القياسات الثلاثة لجودة المحاضرة. ومن خلال مجموع الرتب يمكن القول أن إضافة معينات بصرية محدودة أثناء المحاضرة مفيد أفضل من إضافة معينات بصرية بدرجة كبيرة وكذلك أفضل من عدم وجود أي معينات بصرية على الإطلاق. ويمكن التحقق من ذلك من خلال المقارنات البعدية Pairwise Multiple comparisons أو الاختبارات التتبعية Follow up Test اللابارامترية حيث تهدف لتحديد الدلالة لصالح أي مجموعة أو قياسات ويمكن إجراؤها من خلال اختبار Wilcoxon لكل زوج من القياسات ويجب تطبيق تصحيح Bonferroni لمنع تضخم الخطأ من النوع الأول ألفا وعلى ذلك يكون مقدار الخطأ المقابل لكل زوج من القياسات هو $0.0167 = \frac{0.05}{3}$.

6. **حجم التأثير:** يقدر حساب حجم التأثير لإختبار فريدمان من خلال حساب مؤشر قوة العلاقة ويمكن حساب في برنامج SPSS عن طريق Kendall s coefficient of concordance (W) وهذا المعامل تتراوح قيمته من 0.0 إلى 1.0 حيث القيمة العليا تشير إلى علاقة قوية (Green & Salkind, 2014) وتقدر من الصيغة الآتية:

$$W = \frac{\chi^2}{N(K - 1)}$$

$$W = \frac{10.94}{17 \times 2} = \frac{10.94}{34} = 0.32$$

ويفسر مثل حدود (Cohen 1988) لمؤشر r حيث إذا كانت $r \geq 0.5$ فإنه يوجد حجم تأثير كبير حيث يوجد ارتباط قوي أو اتفاق كبير بين قياسات الأفراد.

تنفيذ اختبار Friedman في SPSS

اولاً: ادخال البيانات: 1. اضغط Variableview

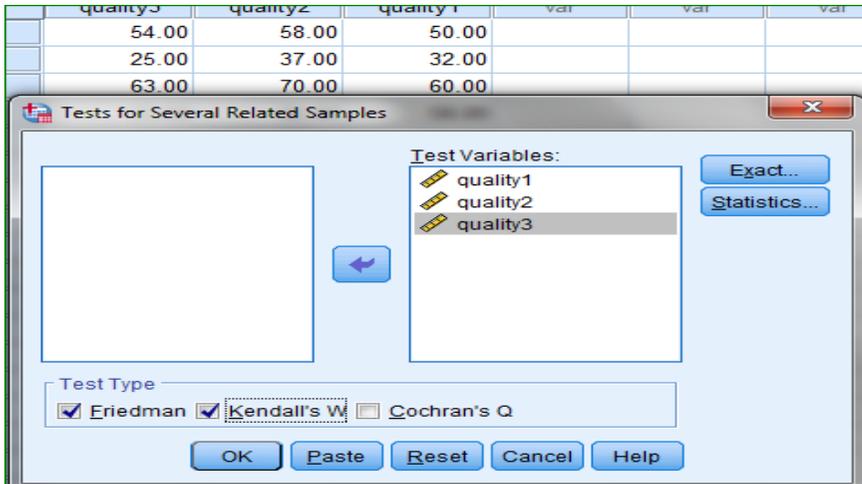
2. تحت عمود Name اكتب مسمي ثلاث متغيرات وهي : (لا معينات) Quality₁،

(معينات محدودة) Quality₂، (معينات متنوعة) Quality₃

3. اضغط Dataview يظهر ثلاث متغيرات في ثلاثة اعمدة. ابدأ في ادخال البيانات.

ثانياً : تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Nonparametric tests → Legacy Dialogs

K Independent samples → تظهر الشاشة الاتية :



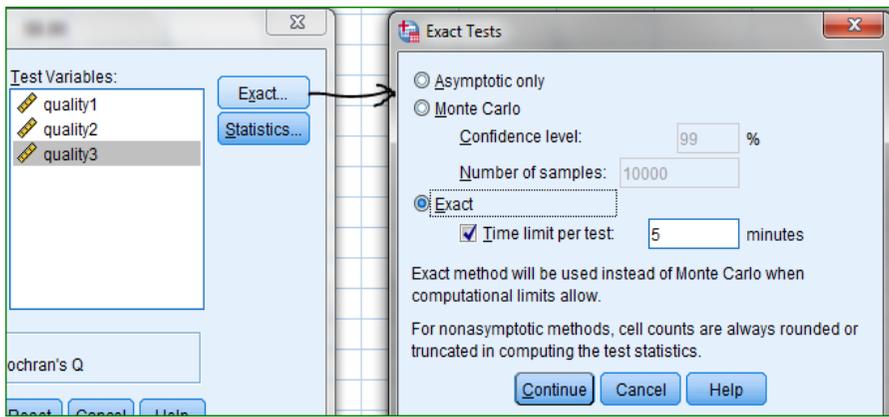
2. انقل المتغيرات الثلاثة الي مربع Test variable

3. في مربع Test type اضغط علي Friedman و Kendall's W

لاحظ ان اختبار Kendall W مثل اختبار Friedman ولكنه يستخدم لقياس الاتفاق بين المقدرين وهنا بين الافراد وهو احصاء مفيد لحساب حجم التأثير ويسميه البعض

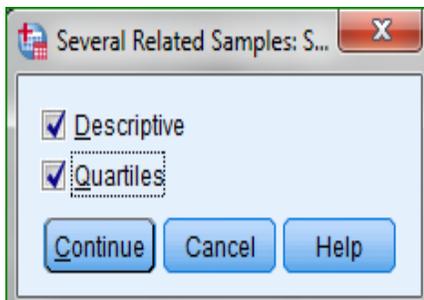
معامل Coefficient of Concordance (w)

4. علي يمين الشاشة اضغط علي اختيار Exact تظهر الشاشة الاتية:



5. اضغط علي Exact

6. اضغط Continue



7. اضغط علي اختيار Statistics تظهر

الشاشة الاتية:

8. اضغط علي Descriptive

و Quartiles

9. اضغط Continue ثم اضغط OK

ثالثاً : تفسير المخرج : الجدول الاول : Descriptive statistics :

```

NPAR TESTS
  /FRIEDMAN=quality1 quality2 quality3
  /KENDALL=quality1 quality2 quality3
  /STATISTICS DESCRIPTIVES QUARTILES
  /MISSING LISTWISE
  /METHOD=EXACT TIMER(5) .
  
```

NPar Tests

Descriptive Statistics

| | N | Mean | Std. Deviation | Minimum | Maximum | Percentiles | | |
|----------|----|---------|----------------|---------|---------|-------------|---------------|---------|
| | | | | | | 25th | 50th (Median) | 75th |
| quality1 | 17 | 45.3529 | 12.84495 | 25.00 | 72.00 | 36.0000 | 49.0000 | 55.0000 |
| quality2 | 17 | 50.9412 | 14.41991 | 25.00 | 73.00 | 38.5000 | 54.0000 | 61.5000 |
| quality3 | 17 | 44.9412 | 17.29332 | 18.00 | 75.00 | 28.5000 | 47.0000 | 57.5000 |

ويتضمن المتوسط والانحراف المعياري للمتغيرات الثلاثة ويتضح ان جودة المحاضرة بمعينات محدودة Quality₂ لها اعلي متوسط، راعي ان الاختبار لبارامترى لا يأخذ في حسابه المتوسطات لانه يحول الدرجات الي رتب. وكذلك اعطي الاربعيات الاول 25 والثاني 50 والثالث 75 حيث ان الاربعي الثالث لـ Quality₂ = 55 بمعنى ان هذه الدرجة يقع فوقها 25% من القيم وتحتها 75% من القيم.

الجدول الثاني:

| Ranks | |
|----------|-----------|
| | Mean Rank |
| quality1 | 1.76 |
| quality2 | 2.65 |
| quality3 | 1.59 |

متوسط الرتب حيث كانت لـ Quality₁ = 1.76 ونلاحظ ان Quality₂ لها اعلي متوسط رتب وعليه فنتوقع اذا وجدت دلالة احصائية فانها هي التي تسهم في حدوث هذه الدلالة.

• اعطي البرنامج الجدول الاتي:

| Test Statistics ^a | |
|------------------------------|--------|
| N | 17 |
| Chi-Square | 10.941 |
| df | 2 |
| Asymp. Sig. | .004 |
| Exact Sig. | .003 |
| Point | |
| Probability | .001 |

a. Friedman Test

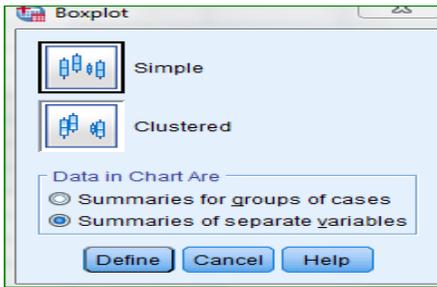
وهي احصائيات الاختبار حيث $N = 17$ حجم العينة و $\chi^2 = 10.941$ وهي القيمة المحسوبة التي يتم مقارنتها بالقيمة الجدولية لصناعة قرار. وقيمة P للعينات الكبيرة $Asymp. Sig = 0.004$ ، وقيمة P للعينات الصغيرة $Exact sig = 0.003$ وبالتالي فان: $(\alpha) < 0.05$ او 0.003 او 0.004 ، وعليه

يرفض H₀ بوجود فروق بين وسيط رتب القياسات الثلاثة. وان قيمة معامل كندال W = 0.322 وهي تعتبر حجم تأثير متوسط وان قيمته دالة احصائية واعطي قيمة χ^2 في حساب w لانها تقدر من خلالها كما سبق توضيحه.

اجراء المقارنات البعدية لاختبار Friedman الدال احصائياً

كما سبق في اختبار كروسكال - والاس تم اجراء التحليل البعدي لتحديد المسبب للدلالة باستخدام ثلاث طرق احدهما وصفية وطريقتين استدلالية، في حالة اختبار فريدمان يمكن اجراء التحليل البعدي من خلال :

اولاً: الطريقة الوصفية البيانية: عرض شكل Boxplot ويمكن تنفيذه كالآتي:



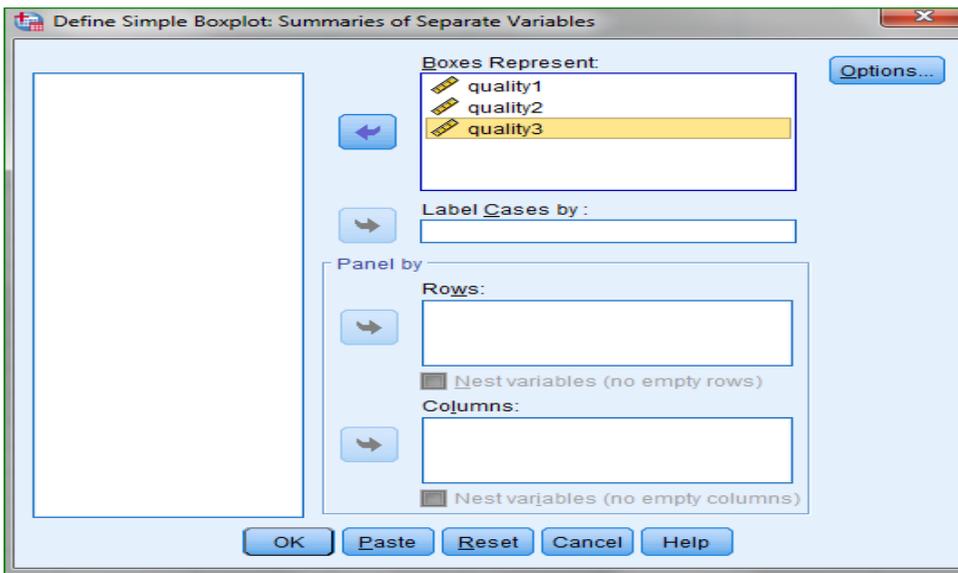
1. اضغط Graphs → Legacy Dialogs →

Boxplot تظهر الشاشة الآتية:

2. اضغط Simple ثم اضغط Summaries

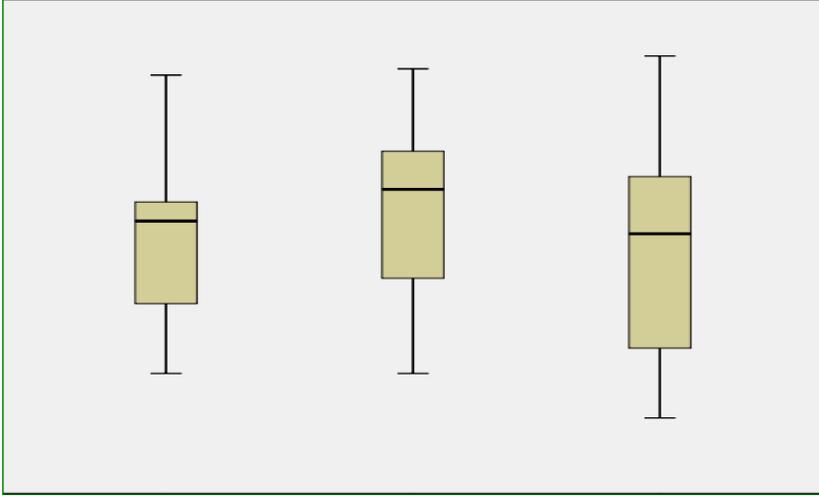
for separate variables

3. اضغط Define تظهر الشاشة الآتية:



5. انقل المتغيرات الثلاثة الي مربع Boxes Represent

6. اضغط OK يعطى الرسم البياني الآتي :



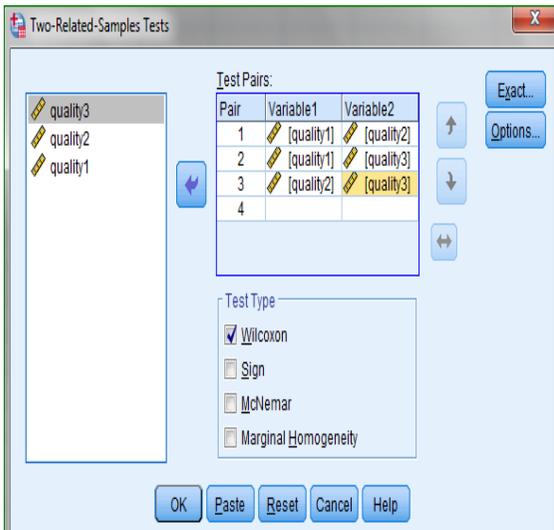
والواضح ان وسيط متغير Quality₂ اكبر من وسيط Quality₁ و Quality₃ ويبدو ان وسيط Quality₁ و Quality₃ متقارب وعليه يمكن استنتاج ان الدلالة ترجع الي Quality₂ بمعنى ان وجود معينات محدودة مناسبة تؤدي الي جودة محاضرة مقارنة بالمعينات الكثيرة المتنوعة وبعدم وجود معينات علي الاطلاق ولكن هذا استنتاج وصفي قد يكون ذاتي.

المدخل الاستدلالي الاول للمقارنات البعدية: وهو اجراء اختبار Wilcoxon لكل زوج من المتغيرات: راعي ان هذا يضخم الخطأ من النوع الاول وعليه يجب استخدام تصحيح بونيفروني وهو:

$$= \frac{\alpha}{\text{عدد الأزواج}} = \frac{0.05}{3} = 0.0167$$

- اجراء اختبار ويلكوسون بين Quality₂ و Quality₁

(يمكن اجراء هذه المقارنات الثلاثة في امر واحد). كما هو واضح في الشاشة:



اتبع خطوات تنفيذ اختبار ويلكوسون وكانت النتائج:

| Test Statistics ^a | | | |
|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | quality2 - quality1 | quality3 - quality1 | quality3 - quality2 |
| Z | -2.819 ^b | -.996 ^c | -2.916 ^c |
| Asymp. Sig. (2- tailed) | .005 | .319 | .004 |

حيث - Z = 2.819 ، P = 0.005 < 0.0167

وعليه توجد فروق دالة في جودة المحاضرة

a. Wilcoxon Signed Ranks Test

b. Based on negative ranks.

c. Based on positive ranks.

باستخدام معينات محدودة ولا معينات علي الاطلاق.

- اختبار ويلكوسون بين Quality₁ و Quality₃: حيث

Z = - 0.996 ، P = 0.319 > 0.0167 ولا فروق دالة احصائياً بين Quality₁ و Quality₃

- اختبار ويلكوسون بين Quality₂ و Quality₃: حيث

Z = - 2.916 ، P = 0.004 < 0.0167، وعليه توجد فروق دالة احصائياً بين جودة المحاضرة باستخدام معينات محدودة وجودة المحاضرة باستخدام معينات متنوعة كثيرة ، و يبدو ان الذي احدث الدلالة هي جودة المحاضرة باستخدام معينات محدودة.

• المدخل الاستدلالي الثاني : باستخدام مدخل (Siegel & Castellan (1988):

حيث يتم مقارنة الفروق بين متوسطات الرتب، اي زوج من المتغيرات بقيمة قائمة علي احصاء Z مضاف اليها ثابت قائم علي حجم العينة الكلي وعدد المستويات او القياسات K وهي كالاتي :

$$|\bar{R}_u - \bar{R}_v| \geq Z\alpha / K(K - 1) \sqrt{\frac{K(K - 1)}{6N}}$$

$$\frac{\alpha}{K(K-1)} = \frac{0.05}{3 \times 2} = 0.00833$$

وبالبحث في جدول Z في عمود Smaller portion بالقيمة 0.00833 نجد انها تقابل قيمة تحت عمود Z نجد انها تقع بين قيمتين 0.00820 و 0.00842 وهما مقابلين لقيمتي Z 2.39 و 2.40 ويمكن اخذ متوسط القيمة 2.40 اذا:

$$\text{الفرق} = 2.40 \sqrt{\frac{3(3+1)}{17 \times 6}}$$

$$= 2.40 \times 0.3429 = 0.823$$

ومتوسطات الرتب في المخرج السابق (فريدمان) اذاً بحساب الفرق بين متوسط الرتب لـ Quality₁ و Quality₂ كالآتي: 0.89 = 1.76 - 0.65، وعليه 0.89 > 0.823 وبالتالي يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين جودة المحاضرة بدون معينات وبوجود معينات محدودة.

وبحساب الفرق بين متوسط الرتب لـ Quality₁ و Quality₃:

$$1.76 - 1.59 = 0.17$$

وبما ان 0.17 < 0.823، اذاً لا توجد فروق ذات دلالة احصائية.

ولحساب الفروق بين Quality₂ و Quality₃ كالآتي: 1.06 = 2.65 - 1.59، وبما ان 1.06 > 0.823، اذا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين جودة المحاضرة بمحددات محدودة وجودة المحاضرة بمحددات متنوعة وهذه نفس النتائج التي افرزها اختبار ويلكوكسون.

كتابة نتائج اختبار فريدمان في تقرير البحث وفقاً لـ APA

$$\chi^2(2, N = 17) = 10.94, P < 0.05, w = 0.322$$

وتم اجراء اختبارات ويلكوكسون للمقارنة بين كل زوج من المتغيرات وباستخدام تصحيح بونيفروني حيث $\alpha = 0.016$ واتضح وجود فروق بين جودة المحاضرة

لمعينات محدودة ولغير المعينات: $Z = - 2.819$, $0.005 < 0.016$, $r = 0.68$
وعدم وجود فروق بين جودة المحاضرة باستخدام معينات متنوعة وجودتها بدون
معينات علي الاطلاق $r = 0.016$, $0.319 > 0.016$, $Z = - 0.996$ وجود فروق بين
جودة المحاضرة بمعينات محدودة وجودتها باستخدام معينات متنوعة
 $Z = - 2.916$, $0.004 < 0.016$, r

الفصل الثامن عشر

إختبار كوكران Q

(Cochran Q-Test)

يستخدم هذا الاختبار لتحديد ما إذا كانت توجد فروق للقياسات المتكررة لمتغير تابع الاستجابة عليّة تصنيفية (0,1) أو (نعم - لا) أو (ناجح - راسب)، حيث تحدث القياسات المتعددة أو المتكررة على نفس الفرد في عدة مواقف مختلفة. وهذا الاختبار هو اتساع لاختبار مكنمار حيث يستخدم مكنمار لقياس الفروق للقياسات المتكررة الاسمية مرتين فقط ولكن كوكران يستخدم لقياستين فأكثر مثلاً (ثلاثة - أربعة - خمسة)... الخ. وعلى هذا فإن هذا الاختبار يهدف إلى تحديد ما إذا كانت توجد فروق بين قياسات على نفس الأفراد عبر معالجات أو ظروف مختلفة أو يختبر ما إذا كانت توجد فروق بين نسب المجتمع عبر القياسات المختلفة لنفس الافراد. وهذا الاختبار يمكن استخدامه في مجال الدراسات التجريبية من التصميمات داخل المجموعات (المتكررة) عندما يكون المتغير التابع تصنيفي (0,1) وهذا شائع في مجال البحوث الطبية.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

أراد الباحث اختبار ما اذا كانت توجد فروق بين تحصيل ستة طلاب عبر خمسة شهور حيث أنه كان تحصيله يقاس في ضوء (ناجح - راسب) وكانت بياناتهم كالتالي:

| الطالب | سبتمبر | أكتوبر | فبراير | مارس | أبريل |
|--------|--------|--------|--------|------|-------|
| 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 6 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |

الخطوات البحثية:

1. سؤال البحث: هل توجد فروق في نسبة النجاح عبر الشهور الخمسة؟.
2. فرض البحث: نسب النجاح عبر الشهور الخمسة غير متماثلة (مختلفة)، أو توجد فروق في نسب النجاح عبر الشهور الخمسة.
3. متغيرات البحث: النجاح: تابع- اسمي بمستويين (ناجح 1- راسب 0)، القياسات: متغير مستقل- اسمي بخمسة مستويات.
4. التصميم البحثي: تصميم القياسات المتكررة بمعنى قياسات نفس المتغير عبر فترات زمنية متنوعة، ويمكن استخدام هذا الإختبار في التصميمات التجريبية ذو القياسات المتكررة (داخل الأفراد) على أن يكون المتغير التابع تصنيفي.
5. النموذج الإحصائي: إحصاء النموذج البسيط اللابارامتري والإختبار المستخدم: إختبار كوكران Q.

خطوات إختبارات الفروض الصفرية

1. الفروض الإحصائية: تصاغ الفروض الإحصائية بصورة كيفية وليست رموز لعدم وجود معالم للمجتمع مثل المتوسط والانحراف المعياري.

الفرض الصفري (H0): لا توجد فروق دالة إحصائية في نسب المجتمع أو لا توجد فروق في تكرارات الاستجابات بين مرات القياسات (الاعمدة) أو احتمال الإستجابة نعم عبر القياسات الخمسة واحدة.

الفرض البديل (HA): نسب الاستجابات أو النجاح في القياسات الخمسة مختلفة في المجتمع أو توجد فروق في تكرارات الإستجابات بين مرات القياس أو إحتمال الاستجابة (نعم) عبر القياسات الخمسة مختلفة.

2. الإختبار ومسلماته: الإختبار هو كوكران Q كالآتي:

$$Q = \frac{(K-1)[K\sum G_j^2 - (\sum G_j)^2]}{K\sum L - \sum L^2}$$

حيث:

- K عدد المعالجات أو مرات القياس.
- G العدد الكلي للاستجابة نعم في القياسات الخمسة.
- L العدد الكلي للاستجابات نعم في الصف.

و $\sum G_j = G_1 + G_2 + G_3 + G_4 + G_5$

3. مستوى دلالة إحصائية وقاعدة القرار: اختبر الباحث الفرض الصفري عند مستوى

دلالة إحصائية $\alpha=0.05$ ، وتوزيع Q هو مماثل لتوزيع χ^2 حيث:

$$df=K-1=5-1=4$$

إذن قيمة الدرجة $(\chi^2) = 9.48$ ، وعليه فإذا كانت Q المحسوبة $\leq \chi^2$ الجدولية نرفض الفرض الصفري.

4. الحسابات:

| م | X1 | X2 | X3 | X4 | X5 | L | L ² |
|----------|----|----|----|----|----|---|----------------|
| 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 3 | 9 |
| 2 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 3 | 9 |
| 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 5 | 25 |
| 4 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| ٦ | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 | 4 |
| $\sum G$ | 1 | 2 | 2 | 5 | 4 | | 48 |

لاحظ أن عدد استجابات نعم أو ناجح في القياس الأول = 1 وفي القياس الثاني = 2 وهكذا.

$$\therefore \sum G = 1 + 2 + 2 + 5 + 4 = 14$$

وعليه بالتعويض في المعادلة:

$$Q = \frac{(5 - 1)[5 \sum (1)^2 + (2)^2 + (2)^2 + (5)^2 + (4)^2] - (14)^2}{5 \times 17 - 48} = 9.82$$

5. القرار والتفسير: قيمة إحصاء Q المحسوبة (9.82) < χ^2 الحرجة (9.48)، وإذا نرفض الفرض الصفري القائل بأنه توجد فروق للاستجابات نعم عبر القياسات الخمسة وعليه فإنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين نسب النجاح عبر الشهور الخمسة.

المقارنات المتعددة

لتحديد أي القياسات مسؤولة عن اتجاه الدلالة بمعنى أي القياسات أحدثت الدلالة و يمكن التعرف عليها من خلال مجموع الاستجابات نعم أو ناجح (1) حيث أن الاستجابات في شهر مارس كان لها أعلى استجابة نعم بالتالي فإنها مسؤولة عن أحداث هذه الدلالة خاصة بمقارنتها بشهر أكتوبر وشهر سبتمبر ولكن هذا وصف احصائي وبدون استدلال، عالية فالمدخل الآخر هو إجراء اختبار مكنمار لكل قياستين مثلاً أكتوبر ومارس واختبار مكنمار لكل زوج Pairwise comparisons من القياسات بمعنى إجراء عشر اختبارات مكنمار لمعرفة أي المجموعتين أو القياستين أحدثت

الدلالة و إجرائه في برنامج SPSS ولكن يجب الأخذ بمستوى دلالة احصائية $\frac{0.05}{5}$ (0.001) وذلك لمنع حدوث تضخم الخطأ النوع الأول.

6. **حجم التأثير:** من خلال الصيغة السابقة المستخدمة في اختبار فريدمان وهي kendall'ws كالاتي:

$$W = \frac{\chi^2}{N(K - 1)} = \frac{9.82}{6(5 - 1)} = 0.409$$

اجراء اختبار كوكران في SPSS

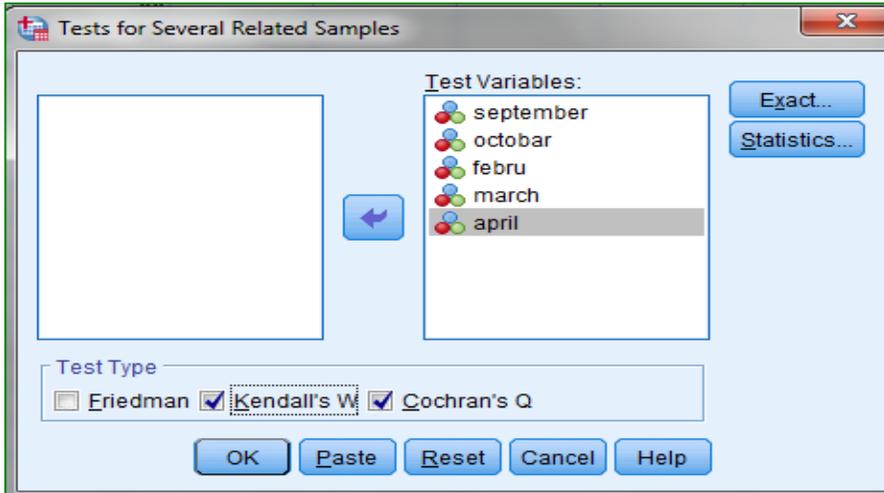
اولاً: ادخال البيانات: 1. اضغط Variable view

2. اكتب مسمي المتغيرات في عمود Name كالاتي:تحصيل شهر سبتمبر September، تحصيل شهر اكتوبر October، تحصيل شهر فبراير February، تحصيل شهر مارس March، تحصيل شهر ابريل April

3. اضغط Dataview تظهر شاشة البيانات بها خمسة متغيرات:

| | september | octobar | febru | march | april |
|---|-----------|---------|-------|-------|-------|
| 1 | .00 | .00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 2 | .00 | 1.00 | .00 | 1.00 | 1.00 |
| 3 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| 4 | .00 | .00 | .00 | 1.00 | .00 |
| 5 | .00 | .00 | .00 | .00 | .00 |
| 6 | .00 | .00 | .00 | 1.00 | 1.00 |

ثانياً: تنفيذ الامر: 1. اضغط Analyze → Nonparametric Tests → Legacy Dialogs → K Related samples ، تظهر الشاشة الاتية:



2. انقل المتغيرات الخمسة الي مربع Test variables

3. اضغط Kendall's w , Cochran' Q في مربع Test type اسفل الشاشة.

4. اضغط علي اختيار Exact واضغط Exact

5. اضغط Continue ثم OK

ثالثاً: المخرج :

في شهر سبتمبر حصل خمسة طلاب علي 0.0 بمعنى راسب وطالب واحد ناجح، في شهر ابريل 2 طالبة راسيين و 4 طلاب ناجحين.

ثم اعطي احصائيات اختبار كوكران:

```

NPAR TESTS
  /COCHRAN=september octobar febru march april
  /KENDALL=september octobar febru march april
  /MISSING LISTWISE
  /METHOD=EXACT TIMER(5).
  
```

NPar Tests

Cochran Test

Frequencies

| | Value | |
|-----------|-------|---|
| | 0 | 1 |
| september | 5 | 1 |
| octobar | 4 | 2 |
| febru | 4 | 2 |
| march | 1 | 5 |
| april | 2 | 4 |

ويقدر من خلال تقريب χ^2 وهي 9.82

Test Statistics

| | |
|-------------------|--------------------|
| N | 6 |
| Cochran's Q | 9.818 ^a |
| df | 4 |
| Asymp. Sig. | .044 |
| Exact Sig. | .042 |
| Point Probability | .030 |

a. 0 is treated as a success.

Asymp. Sig (P) = 0.044 وقيمة

وقيمة Exact sig (P) = 0.042 وبما ان:

$P(0.042) < 0.05$ بالتالي نرفض H_0 وعليه توجد فروق

بين نسب النجاح في الشهور الخمسة.

واعطي البرنامج:

Test Statistics

| | |
|--------------------------|-------|
| N | 6 |
| Kendall's W ^a | .409 |
| Chi-Square | 9.818 |
| df | 4 |
| Asymp. Sig. | .044 |
| Exact Sig. | .042 |
| Point Probability | .030 |

a. Kendall's Coefficient of Concordance

قيمة معامل التوافق, $W=0.409$ وهي تعبر عن اتفاق بدرجة متوسطة بين نسب النجاح عبر الشهور الخمسة وهي تعتبر بمثابة حجم التأثير.

المقارنات البعدية او التبعية لنتائج كوكران الدالة احصائياً: ولان قيمة اختبار كوكران تشير الي ان

التغير بين علي الاقل قياستين من القياسات الخمسة ولاجراء المقارنات البعدية في اختبار كوكران يتم اجراء

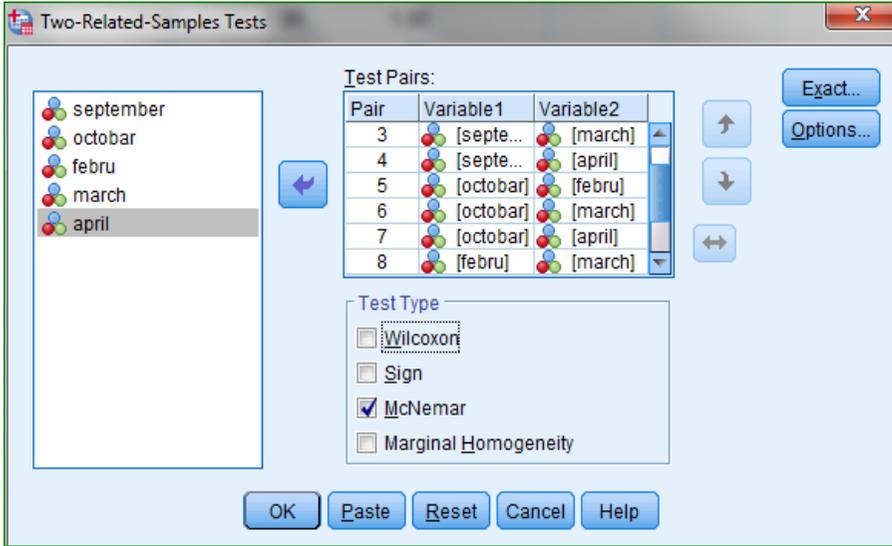
مقارنة بين كل زوج من المتغيرات ويتم ذلك باستخدام اختبار مكنمار وعليه فان عدد اختبارات مكنمار هي :

$$= \frac{5(5 - 1)}{2} = \frac{20}{2} = 10$$

وعليه يتم اجراء اختبار مكنمار عشر مرات بين كل زوج من المتغيرات

Analyze → Nonparametric Tests → Legacy اضغط 1:الاتي:

Dialogs → 2 Related samples ، تظهر الشاشة الاتية:



2. انقل كل متغير مع المتغير الاخر وهكذا حتي يتم اجراء عشر مقارنات كما في الشكل الاتي (أجري كل المقارنات في امر واحد).

3. اضغط علي McNemar في مربع Test type

4. اضغط OK

| | september & octobar | september & februa | september & march | september & april | octobar & februa | octobar & march | octobar & april | februa & march | februa & april |
|-----------------------|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| N | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 | 6 |
| Exact Sig. (2-tailed) | 1.000 ^b | 1.000 ^b | .125 ^b | .250 ^b | 1.000 ^b | .250 ^b | .500 ^b | .250 ^b | .500 ^b |

واتضح ان المقارنات الدالة احصائياً هي بين نسب النجاح في شهر مارس وسبتمبر حيث: $0.05 < P = 0.046$, $Z = - 2.000$ ، ولكن لو نظرت الي قيمة P في اختبار كوكران كانت كبيرة 0.046 اي انها دلالة احصائية بالكاد. ولكن اذا طبقنا

$$\text{تصحيح بونيفروني وهو: } = \frac{\alpha}{\text{عدد المقارنات}} = \frac{0.05}{10} = 0.005$$

نلاحظ انه لا يوجد فرق دال احصائياً حيث: $0.046 > 0.005$ (مارس - سبتمبر)،
بالتالي لا دلالة احصائية ولكن يمكن القول ان هذه الدلالة الاحصائية البسيطة لكوكران
كان سببها في الاساس هو شهر مارس (5 ناجح -1 راسب) وكذلك سبتمبر (5
راسب-1 ناجح).

كتابة النتائج وفقاً لـ APA :

اشارت نتائج اختبار كوكران الي وجود تغير ذات دلالة احصائية بين القياسات الخمسة
لنسب النجاح حيث $w = 0.409$, $P = 0.042 < 0.05$, $Q = 9.818$
وباستخدام تصحيح بونيفروني لاجراء المقارنات البعدية باستخدام اختبار مكنمار اشارت
النتائج الي عدم وجود دلالة احصائية بين نسب النجاح بين اي قياسين او شهرين من
الشهور الخمسة.

المراجع

- Aron, A., Coups, E. J., & Aron, E. N. (2013). *Statistics for psychology* (6th.ed). Boston: Pearson Education, Inc.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Dunn, D. S. (2001). *Statistics and data analysis for behavioral sciences*. New York: McGraw-Hill Higher education, Inc.
- Ferguson, C. J. (2009). An effect Size primer: A Guide for clinicians and Researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 2, 1- 7.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd.ed). Sage Publications.Ltd.
- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral sciences* (8th.ed). Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.
- Green, S. B., & Salkind, N. J. (2014). *Using SPSS for windows and macintosh: Analysing and understanding data* (7th.ed). Boston: Pearson Education, Inc.
- Heirman, G. W. (2011). *Basic statistics for the behavioral sciences* (6th.ed). Belmont: wadsworth, Cengage Learning.
- Hinkle, D. E., & Wiersma, W., & Jurs, S. G. (1994). *Applied statistics for the behavioral sciences* (3rd.ed). Boston: Houghton.
- Howell, D. C. (2013). *Statistics methods for psychology* (8th.ed). Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.
- Huck, S. W. (2012). *Reading statistics and research* (6th.ed). Boston: Pearson.
- Kline, R. K. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th.ed). New York: Guilford publications, Inc.

- King, B. M., & Minium, E. M. (2003). *Statistical reasoning in psychology and education*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.
- Linebach, J. A., Tesch, B. P., & Kovacsiss, L. M. (2014). *Nonparametric statistics for applied research*. New York: Springer.
- Miller, M. K. (2014). *Nonparametric statistics for social and behavioral sciences*. Boca Raton: Tylor & Francis Group, LLC.
- Miles, J., & Banyard, P. (2007). *Understanding and using statistics in psychology: A practical introduction*. London: Sage.
- Nolan, S. A., & Henzien, T. E. (2012). *Statistics for the behavioral sciences*(2nd.ed). New York: Worth Publishers.
- Pagano, R. P. (2013). *Understanding statistics in the behavioral sciences*(10th.ed).Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.
- Privitera, G. J. (2015). *Statistics for the behavioral sciences*(2nd.ed). Canda: Sage Publications, Inc.
- Rohenthal, R. (1991). *Meta-analytic procedures for social research* (2nd ed). Newbury Park, CA: Sage.
- Shadish, W. R., & Cook, T. D. (2002). *Expermental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Boston: Houghton Mifflin Company
- Siegel, S. (1956). *Nonparametric statistics for the behavioral sciencs*. New York: McGraw Hill.
- Siegel, S., & Castellan, N. J. (1988). *Nonparametric statistics for the behavioral sciencs* (2nd.ed). New York: McGraw Hill.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation modeling with non normal variables: problems and remedies. In R. H. Hoyle (Eds.), *Structural equation modeling: concepts, issues, and applications* (PP. 65- 75). Thousand Oaks, CA: Sage.