سلسلة الاحصاء والبحث للعلوم السلوكية والنفسية

باستخدام حزم البرامج الاحصائية

الجزء الثانى

تحليل البيانات اللابارمترية في ضوء حجم التاثير

"SPSS"

Nonparametric Data Analysis in light of Effect Size

ا.د.عبد الناصر السيد عامر

جامعة قناة السويس

2020 م

فهرس المحتويات

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، وأيضًا فى المجال الطبى حيث النواتج حدوث تحسن فى مقابل لا تحسن نتيجة تناول عقاقير معينة، كما أنها تلعب دورًا 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 بانه 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 كاى تربيع χ^2 سواء لحسن المطابقة او للاستقلالية أو الاعتمادية بين متغيرين تصنيفين بمستويين فأكثر، وتناولت مقاييس العلاقة للمتغيرات الاسمية سواء معامل ارتباط فاى 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 ولاس واختبار الوسيط، وكذلك اختبار كوكران للقياسات المستقلة الاسمية.

وتناولـت اختبـارات الفـروض لهـذه الاختبـارات فـى إطـار متضـمناً سـؤال البحـث، وفروضـه البحثيـة والإحصـائية، وحسـاب حجـم التـأثير لقضـية بحثيـة مـن القضـايا الحياتيـة الواقعيـة وتـم إجـراء هـذه الاختبـارات فـى برنـامج SPSS مـن إدخـال البيانـات وتنفيـذ الاختبـار وتفسير مخرجاته تفسيرًا إحصائيًا 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 البارامترى:

- 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 البارامترى. ولكن قبل ذلك لا بد من عرض شجرة القرار لاختبارات العلاقة اللابارامترية Association Tree Descion 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 فمثلًا:

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 Significance Statistical أو مستوى الاحتمالية Probability Level هو مصطلح إحصائى يشير إلى احتمال أن الحدث سوف يحدث أو إمكانية حدوثه بأى طريقة فيقال إنه دال إحصائيًا فالدلالة تشير إلى مدى تأكد الباحث أن العلاقة أو الفرق موجود بالفعل.

شجرة القرارات للاختبارات اللابارامترية العلاقة

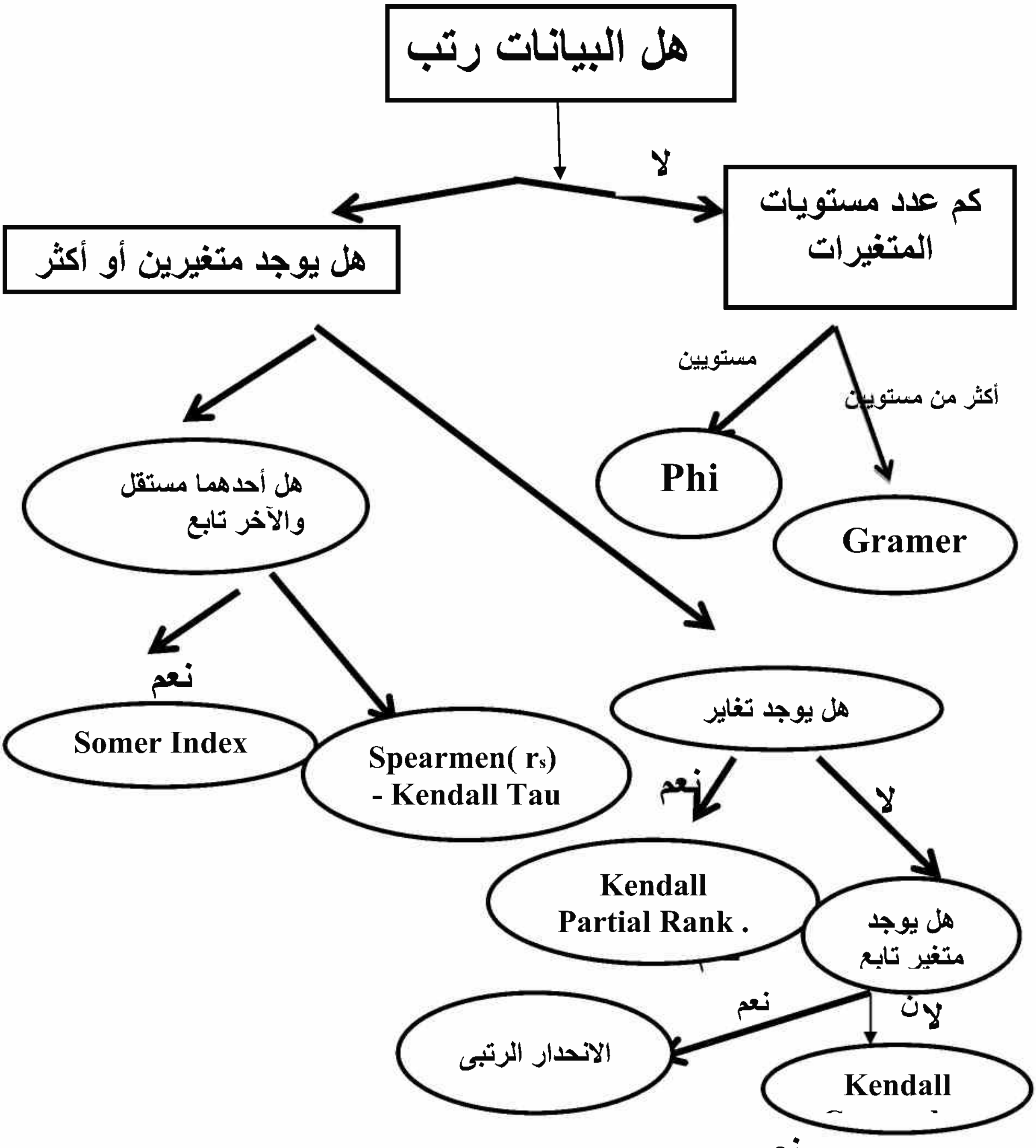
لفهم شجرة القرار العلائقية فلا بد من توضيح مصطلح البيانات المرتبة أو الرتبيةRanked Data فللحصول على البيانات المرتبة فلا بد من تحوير البيانات الأصلية وترتيبها من الأصغر إلى الأكبر فافترض أن أعمار خمسة أفراد كالآتى: 23 ، 20 ، 19 ، 27 ، 21، فترتيبها يكون كالآتى:

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 نابعة من متغيرات تابعة

Variables Dependent وهـى قياسـات النتـائج، بينمـا المتغيـرات المعالجـة هـى التـى يـتحكم فيهـا الباحـث وتسـمى بـالمتغيرات المسـتقلة Independent variables لأن المتغيـرات تكـون مسـتقلة فـى التجربـة Experiment. وعنـدما يوجـد متغيـرين فـى البحـث فالسـؤال الأول الـذى يسـأله الباحـث مـا إذا كـان يوجـد تغـاير أو مـتلازم Covariate والتغـاير هـو المتغيـر الـذى يعتقـد الباحـث أنـه لـه دور فـى حـدوث النـواتج ولكنـه غيـر متضـمن فـى التجربـة أو المعادلـة الرياضـية وبعـد التأكـد مـن عـدم وجـود متغيـر تغـايرى فـى التجربـة يـتم تحديـد المتغيـر المسـتقل والتـابع علـى شـجرة القرار العلائقية اللابارامترية.



الشكل (1.1) شجرة القرار العلائقية اللابارامترية

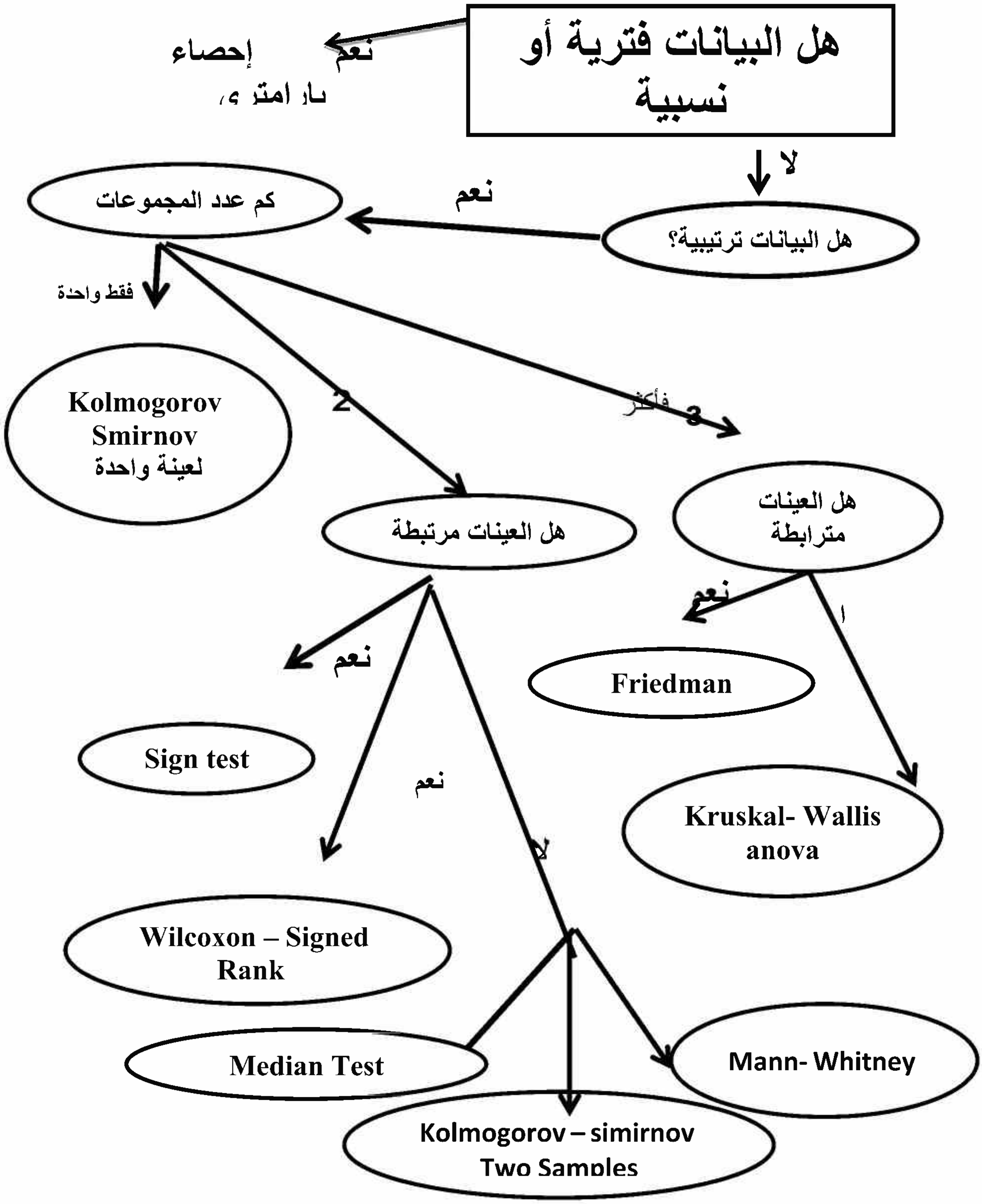
شجرة القرار للاختبارات الفارقة اللابارمترية

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 متماثلين في عوامل معينة مثل العمر والجنس وهذا يشار إلى التصميمات المتماثلة أو المتناظرة Matched Design، وإذا كانت العينات غير مرتبطة فالباحث يجمع بيانات من مجموعات مختلفة ونابعة من تصميم القياسات المستقلة مثل طلاب الكليات أدبية في مقابل طلاب الكليات العملية وتجمع منهم بيانات على متغير مثل الابتكارية.

والسؤال التالى في شجرة الاختبارات اللابارامترية الفارقة ما إذا كانت البيانات رتبية أم لا وما عدد المجموعات المتضمنة في 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 المشاركين في البحث على المتغير التصنيفى (تصنيفات المتغير) فإذا كان المتغير له استجابتان أو بديلان (ذكر ـ أنثى)، (نعم ـ لا) فالبيانات تصنيفية Dichotomous وعندما توجد أكثر من استجابتين فإنه توجد مبدأ الاتصالية إلى حدٍّ ما، حيث البيانات المتصلة هى كمية في طبيعتها وفيما يلى شجرة القرار:



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

حجم العينة في الإحصاء في غاية الأهمية ففائدة الإحصاء اللابارامترى تكون عندما يكون حجم العينة صغيرًا جدًا 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 Statistics Descriptive 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 الاستدلالى Statistics Inferential فالإحصائيات الوصفية لمجموعة من البيانات غير كافية فأحيانًا يريد الباحث معرفة ما إذا كانت توجد فروق بين متوسطات درجات المجموعات حتى يستطيع الباحث تعميمها على مجتمع العينة ولذلك فالباحث يستخدم إجراءات الإحصاء الاستدلالى 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 اللابارامتري (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 اللابارامترى لا تضع مسلمات حول خصائص التوزيع لبيانات ما عدا أن يكون التوزيع متصل.

وخصائص التوزيع تتحد بشكله (اعتدالي) وبالنقطة المنتصفية (Midpoint) أو النزعة المركزية وبانتشار 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.

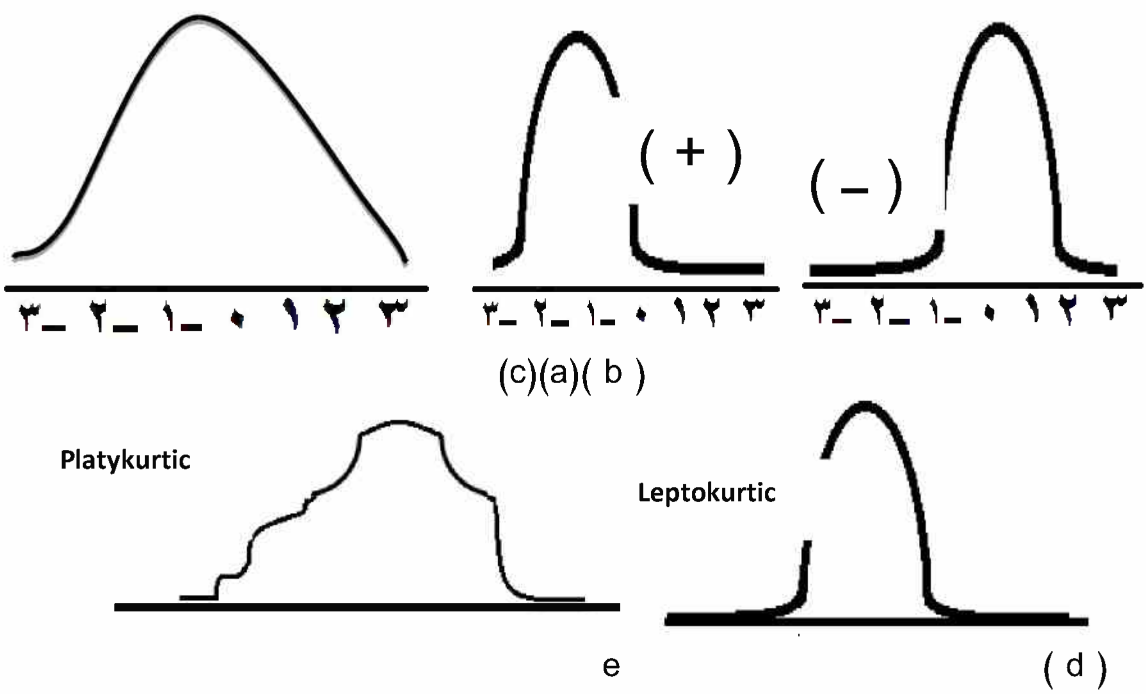
والاختبارات البارمترية هى أكثر قوة إحصائيًا من نظيرتها اللابارامترية عندما اختبار الفروض الصفرى. فإذا أراد باحث اختبار الفرض الصفرى لتحديد ما إذا كان تحصيل الرياضيات يختلف باختلاف ثلاثة طرق تدريسية مختلفة، فالباحث يريد استخدام الاختيار الإحصائى القوى، فالاختبار القوى هو تحليل التباين الأحادى لاختبار 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 إلية 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) : توزع اعتدالى، (b): التواء موجب، (c) : التواء سالب،
(d,e): توزيع متفرطح.

وهذه أمثلة لأشكال مختلفة من المنحنيات، فالتوزيع (a) اعتدالى يشبه الجرس، والتوزيعات الملتوية (c، b) ويكون الالتواء موجب .Skew Positive حيث معظم القيم تكون أقل من المتوسط وتقع على الجانب الأيسر المنحنى، 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 جدًا وينشأ نتيجة وجود قمة خط مستقيم فى المنتصف (d) ويطلق علية PlatyKurtic أوقد تكون الدرجات متماثلة مع قمة عالية ضيقة فى المنتصف نتيجة عدم وجود تباين بين الدرجات(c) ويسمى Leptokurtic .

فالتوزيع الاعتدالى يشبه الجرس Bell shaped curve، ولكن عمومًا 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، فاذا كانت عدم الاعتدالية بصورة كبيرة (التواء –تفرطح شديد) فإن النتائج تكون غير دقيقة وعليه فإن الاستنتاجات تكون منخفضة الثقة وفى حالة الابتعاد الشديد عن الاعتدالية يمكن استخدام عملية تحوير Transformation للبيانات باستخدام Log أو الجذر التربيعى للحصول أو لخلق توزيع أقرب للاعتدالية وحتى بعد التحوير إذا لم يتم الحصول على توزيع شبة اعتدالى 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 المعيارى – التباين) حول المتوسط:

$S^2_1 = S^2_2 = S^2_3 = ...=S^2_n$

– 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 لتحقق من تساوى التباينات مثل اختبار Leven's test (F). وفى حالة اختبار T-test وحتى إذا لم تتساوى التباينات فإنه يوجد بديل إحصائى 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 تغيرها إلى مقاييس ذو 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 إحصائيًا 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 البحثResearch 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:

أولًا : المـــنهج التجريبـــى Experimental method: يهـدف إلـى محاولـة الوصـول إلـى التحقـق مـن وجـود علاقـة السـبب والتـأثير Cause-effect بـين متغيـرين مـن خـلال تجربـة أحـدهما يطلـق عليـه المتغيـر المسـتقل أو المتغيـر التجريبـى أو متغيـر المعالجـة هـو يخضـع لسـيطرة وتحكـم الباحـث ويجـب أن يمتلـك علـى الأقـل مسـتويين وتسـمى شـروط أو عوامـــل Factors أحـــدهما شـــرط المعالجـــة Treatment والآخـــر شـــرط الضـــبط Control، بينمـا المتغيـر الآخـر يسـمى بـالمتغير التـابع أو المتغيـر المحـك Criterion أو المتغيـر النـاتج Outcome ويشـار إليـه بنتـائج أو مخرجـات التجربـة مثـل التحصـيل والابتكارية.

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

- المعالجة لمتغير تجريبى مراد دراسته Manipulation.
- الضبط لكل المتغيرات الدخيلة التى يمكن أن تؤثر فى المتغير التابع.
- العشـــوائية Randomization فـى اختيـار عينـة البحـث وكـذلك عشـوائية فـى توزيـع المشـــاركين علـــى مجموعـــات التجربـــة بطريقـــة تحـــدث درجـــة كبيـــرة مـــن التكـــافؤ Equivalence أو التجانس.
- المقارنـة بـين درجـات المعالجـات المختلفـة وهـى المجموعـات التجريبيـة (التـى تتلقـى المعالجـــة) والمجموعـــة الضـــابطة (لا تتلقـــى المعالجـــة أو تتلقـــى مســـتوى آخـــر مـــن المعالجـة) فـالفرق بـين نـواتج المعالجـات دليـل علـى أن المعالجـة (المتغيـر المسـتقل) هى المسبب للتغيرات فى الدرجات المتغير التابع.

وعلـى ذلـك فـأى تجربـة تتضـمن أربـع مكونـات أساسـية لاسـتنتاج السـببية هـى المعالجـة والعشـوائية والضـبط والمقارنـة، فمـثلًا إسـتراتيجية التـدريس هـى (المعالجـة) أو المتغيـر المسـتقل (تقليديـة–عصـف ذهنـي) والتحصـيل تـابع أو نـاتج، العـلاج السـلوكي(المعالجة) بينمـا خفـض الاكتئـاب التـابع (نـاتج)، إسـتراتيجية طـرح التسـاؤل الـذاتى (المعالجـة) بينمـا الفهم القرائى التابع(الناتج).

وعليـه فـإن معالجـة مسـتويات المتغيـر المسـتقل (عـالي– مـنخفض أو معالجـة–لا معالجـة) وتوزيـع أفـراد العينـة عشـوائيًا علـى مجموعـات أو مسـتويات المعالجـة وضـبط

المتغيـرات الدخيلــة هــى سـمات البحـث التجريبــى. والمـنهج التجريبــى يتضــمن تصــميمات عديدة منها:

1. تصـــــميم بــــين الأفــــراد أو المجموعـــــات Between-subjectsdesign: الســمة الأساسـية لهـذه التصــميمات هــو المقارنــة بــين مجموعــات مختلفــة مــن الأفــراد وتــوزيعهم عشــوائيًا علـــى مســتويات و معالجـــات المتغيـــر المســتقل و بالتـــالى توجــد مجموعـــة أو مجموعــات تجريبيــة Experimental group(s) ومجموعــة ضــابطةControl group ويطلــق عليــه التصــميم التجريبـــى للقياســات المســتقلة Independent measures experimental Design وفيــه تــتم المقارنــة بــين المجموعــات وتحديــد الفــروق بينهمــا. وفيما يلى عرض لأهم التصميمات التجريبية(2002) Shadish & Cook:

- تصميم المجموعة التجريبية الواحدة والمجموعة الضابطة وقياس بعدى:

(مجموعة تجريبية) R X O1

(مجموعة ضابطة) R O2

حيــــث R العشـــوائية، X المعالجـــــة ، O_1 قيــاس بعــدى للمجموعـــة التجريبيـــة، 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 قبلى وبعدى:

$R \quad O_1 \quad XO_2$

$R \quad O_3 \quad\quad O_4$

- تصميم المعالجات البديلة مع قياس قبلى:

R 01 XAO2

$R \quad O_3 \quad XBO_4$

- تصميم المعالجات المتعددة مع المجموعة الضابطة و قياس قبلى :

$R \quad O_1 \quad XA \quad O_2$

$R \quad O_3 \quad XB \quad O_4$

$R \quad O_5 \quad\quad O_6$

ويمكن تعميمه لأكثر من ثلاث مجموعات:

$R \quad O_1 \quad XA \quad O_2$

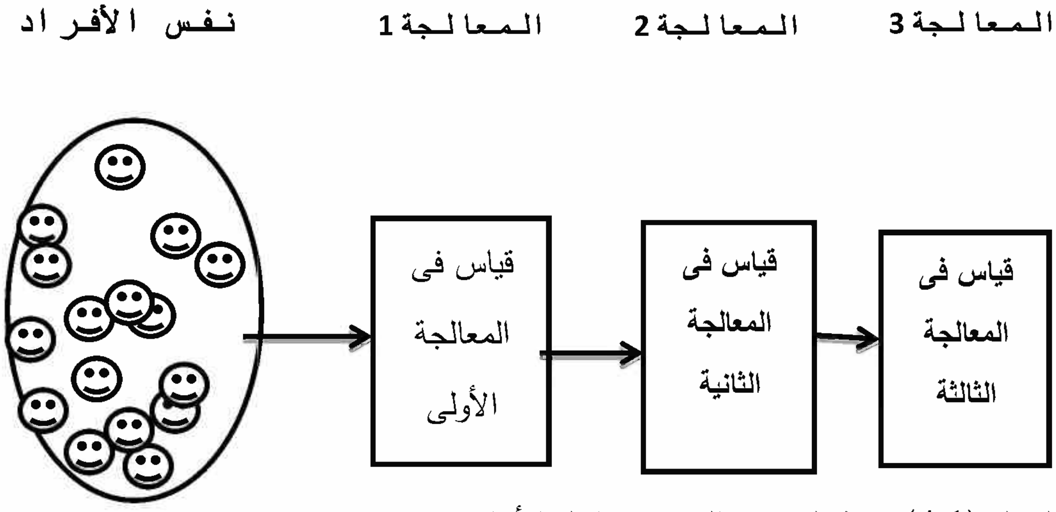
$R \quad O_3 \quad XB \quad O_4$

$R \quad O_5 \quad XC \quad O_6$

$R \quad O_7 \quad\quad O_8$

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

2. تصميم داخل الأفراد أو تصميم القياسات المتكررة Repeated measures designs within-subject: و يمكن تمثيله كالآتى:



الشكل (4.1): بنية التصميم التجريبى 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 أيضًا 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 فريدمانFriedman.

ثانيًا: المنهج شبه التجريبى Quasi expremintal 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 التجريبى 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 تعانى من نقص الصدق الداخلى Internal validity وهو الادعاء بأن التغير فى المتغير التابع يعود ويعود فقط إلى المتغير التجريبى و بالتالى فالتجارب التى تجرى فى واقعنا التربوى فى المدارس يغلب عليها التصميم شبه التجريبى ويطلق عليها

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

ثالثًا: المنهج السببى المقارن Causal comparative method: يشير هذا المنهج إلى الدراسات التى 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 السببى المقارن تقترب من البحث شبه التجريبى ولكن المتغير المستقل تصنيفى بمستويين (ذكر – أنثى، مرتفع – منخفض) موجودة بالفعل ويريد دراسة الفروق بينهما على متغير تابع ما ولكن البحث السببى المقارن عكس البحث التجريبى حيث فى البحث التجريبى يتحكم الباحث فى المتغير المستقل بإجراءات الضبط فى حين البحث السببى المقارن المتغير المستقل بالفعل موجود بدون إجراء تجربة وإجراءات ضبط. وكأمثلة عليه:

- الفروق بين الذكور والإناث فى التحصيل.
- الفروق بين المدخنين وغير المدخنين فى الإصابة بالسرطان.

ويلجأ الباحث إلى البحث السببى المقارن لدراسة ظاهرة ما عندما يتعذر دراستها تجريبيًا لاعتبارات أخلاقية.

المتغيرات

فى أى دراسة يتعامل الباحث مع مجموعة بيانات Data set ويحصل عليها من مرحلة جمع البيانات Data collection وفيها يمتلك أى فرد أو حالة فى 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 ويسميها البعض بالبيانات الأساسية أو الديموجرافية وهى تقاس بصورة كيفية تصنيفية، ويمكن أن يكون المتغير الكيفى ثنائى Dichotomous مثل الجنس (ذكر – أنثى) أو متعددة

Polychotomous مثل الديانة (مسلم- مسيحى – 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:

أولًا: مستوى القياس الذى تنبع منه: وفى هذا الاطار تصنف المتغيرات حسب مستوى القياس Level of measurement أو مقياس البيانات Data وهى مرتبة هرميًا من الأقل رقيًا (الاسمى) إلى الأكثر رقيًا(النسبى):

1. مستوى القياس الاسمى Nominal scale : فى هذا المستوى البيانات عبارة عن تصنيفات مثل الديانة، الجنس، الوظيفة، والتخصص. فمثلًا 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 الرتبىOrdinal 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) وبالتالى 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 الكمى ويستخدم الارقام للتعبير عن الصفات أو الخصائص، والفترية الحقيقية تتضمن توزيع متصل وعلى ذلك فإن الفترات بين الارقام لها معني، 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 هى ضعف (20) .البيانات على مقياس ليكرت الخماسى أو السباعى أو التساعى 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 الاكبر وكذلك توضح النسب بين المجموعات المتكافئة من الارقام ويمكن استخدام إحصائيات مثل المتوسط والانحراف المعيارى 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 هى فى طبيعتها رتبية أكثر من كونها فترية.

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

ويمكن إجراء العمليات الحسابية الاربعة 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 المعيارى الإحصاء البارامترى فى هذا المستوى.

وتصنف المتغيرات **حسب اتصاليتها الى:**

1. متغيـــرات متصــــلة (مســـتمرة) Continuous variable: يعنـــى أن عـــدد القـــيم الواقعـــة بـــين أى قيمتـــين (نقطتـــين) علـــى متصـــل الســـمة لا نهـــائى وغيـــر قابـــل للعـــد. المتغيـرات المتصـلة غيـر قابلـة للعـد نظريًـا ودائمًـا المتغيـرات الفتريـة والنسـبية هـى متغيـرات متصـلة. وكأمثلـة علـى المتغيـرات المتصـلة: العمـر، الـوزن، الطـول، المسـافة، ولكـن عـدد أفراد الأسرة ليس متغير متصل على الرغم أنه نسبى.

2. المتغيـرات المتقطعـة (المنفصـلة) Discrete variables : هـى المتغيـرات القابلـة للعـد مثـل متغيـر الجـنس (ذكـر وأنثـى) أو متغيـر موقـع السـكن (الريـف- البـدو – الحضـر) بمعنـى لا توجـد قـيم بـين أى قيمتـين للمتغيـر فمـثلًا بـين الـذكور والريـف لا يوجـد شـئ آخـر بينهمـا والمتغيـرات الاسـمية مثـل الجـنس والديانـة والتخصـص فـى الكليـة والوظيفـة هـى متغيـــرات متقطعـــة فـــى طبيعتهـــا وقابلـــة للعـــد ويطلـــق عليهـــا متغيـــرات تصنيفية**Categorical variable** .

وفى ضوء وظيفتها فى التصميم التجريبى أو التصميم البحثى كالآتى:

1. المتغيـــر المســـتقل Independent variable: هـو المتغيـر الخاضـع لسـيطرة الباحـث أو سـيطرة المجـرب فمـثلًا طريقـة التـدريس أو التعزيـز كلهـا متغيـرات يسـيطر عليهـا الباحـث. فالباحـث الـذى يـدرس أثـر المتغيـر(X)علـى متغيـر آخـر (Y) فـإن المتغيـر (X) هـو متغيـر مسـتقل ولا بـد أن يكـون سـابق فـى الحـدوث زمنيـا عـن المتغيـر (Y) ويسـمى المتغيـر المسـتقل أحيانًـا فـى التصـميمات التجريبيـة بمتغيـر المعالجـة. وإذا أراد الباحـث أن يتنبـأ بالنجـاح الأكـاديمى فـى الجامعـة مـن درجـات الثانويـة العامـة فـى هـذه الحالـة فـإن امتحانـات الثانويـة العامـة متغيـر مسـتقل، أى أن المتغيـر المسـتقل هـو السـبب لحـدوث تغير فى متغير آخر تالى له. الدراسة أو البرنامج هو متغير مستقل.

2. المتغيـر التـابع Dependent variable: هـو المتغيـر النـاتج ويعتمـد علـى سـلوك المسـتجيبين ويتغيـر حدوثـة بتغيـر المتغيـر المسـتقل أى أنـه النتيجـة، فالنجـاح الأكـاديمى فـى الجامعـة هـو المتغيـر التـابع وهـو المتغيـر الـذى يـأتى بعـد المتغيـر المسـتقل. نـواتج الدراسة (البيانات) هى متغيرات ناتجة تابعة.

3. **المتغيــر الضـــابطةControlvariable:** هــى متغيــرات مســتقلة ولكنــى يضــبط أثرهــا أثنـــاء التجربـــة، فمــثلًا أراد باحـــث دراســـة أثـــر طريقـــة التـــدريس التعـــاونى علـــى التحصـــيل ولدراســـة هـــذا فإنـــه توجـــد متغيـــرات اخـــرى تـــؤثر علـــى التحصـــيل مثـــل المســـتوى الاقتصـــادى للأســـرة والدافعيـــة وهـــى متغيـــرات دخيلـــة Confounding Variable فـــلا بـــد أن يضـــبطها الباحث ويستبعد أثرها عند تصميمه للتجربة .

4. **المتغيـــرات الوســـيط Mediating variable:** هـــى متغيـــرات تتـــأثر بـــالمتغير المســـتقل وتـــؤثر علـــى المتغيـــر التـــابع، بمعنـــى انهـــا تنقـــل أثـــر متغيـــر مســـتقل إلـــى المتغيـــر التـــابع ويقيســـها الباحـــث وتـــدخل فـــى المعالجـــة الإحصـــائية، وهـــى متغيـــرات شـــائعة فـــى النمـــاذج الســـببية وتلعـــب دور المتغيـــر المســـتقل والتـــابع فـــى نفـــس الوقـــت. وكأمثلـــة للمتغيـــرات الوســـيطة البنـــاء المعرفـــى والـــذكاء وغيرهـــا ويطلـــق عليهـــا بالتغـــايرات Covariates وهـــى متغيـــرات فترية.

متى تستخدم الإحصاء اللابارامتري؟

تتضـــمن الإحصـــاء اللابـــارامترى مجموعـــة مـــن الأســـاليب أو الإجـــراءات الإحصـــائية وتعـــرف بإحصـــائيات التوزيعـــات الحـــرة Distribution Free Statistics والأســـاليب اللابارامتريـــة لا بـــد أن تتبـــع مســـلمات معينـــة كمـــا فـــى حالـــة الأســـاليب البارامتريـــة لا يشـــترط أن يكـــون توزيعهـــا اعتـــدالى كمـــا هـــو الحـــال فـــى الأســـاليب البارامتريـــة وعلـــى ذلـــك فـــإن توزيـــع العينـــة للتحلـــيلات اللابارامتريـــة لا يعتمـــد علـــى توزيـــع مجتمـــع هـــذه العينـــة، بكلمـــات أخـــرى فـــإن تفســـيرات البيانـــات اللابارامتريـــة لا يعتمـــد علـــى مـــدى مطابقـــة البيانـــات لأى معـــالم للتوزيـــع فـــى المجتمـــع بينمـــا تتطلـــب الاســـاليب البارامتريـــة الاعتداليـــة وتســـاوى التباينـــات للمجموعـــات، والمتطلـــب الـــرئيس للبيانـــات اللابارامتريـــة هـــو الاســـتقلالية والتوزيـــع المتصـــل المتماثـــل Identically Distribution.

والبيانـــات فـــى التحلـــيلات اللابارامتريـــة هـــى اســـمية ورتبيـــة وأيضًـــا فتريـــة ونســـبية بعـــد تحويلهـــا إلـــى رتـــب والإحصـــاء اللابـــارامترى يكـــون مناســـب كبـــديل لقواعـــد البيانـــات الصـــغيرة Small Data Sets أو عنـــدما تكـــون البيانـــات الفتريـــة والنســـبية لا يتحقـــق لهـــا المســـلمات الضـــرورية للإحصـــاء البـــارامترى. والإحصـــاء اللابـــارامترى أكثـــر ســـهولة فـــى حســـاباته مـــن أســـاليب

الإحصـاء البـارامترى والنتـائج مـن الأسـاليب اللابارامتريـة تكـون قريبـة مـن نتـائج الاسـاليب البارامتريـة خاصـة عنـدما يكـون التوزيـع اعتـدالى. ويمكـن لبيانـات فتريـة ونسـبية أن نتعامـل معهـا بإحصـاء لابـارمترى ولكـن فـى هـذه الحالـة لا بـد مـن تعـديل أو تحويـل البيانـات مـن درجـات كميـة إلـى تصـنيفات أو رتـب لا كميـة. فمـثلا متغيـر تقـدير الـذات عبـارة عـن درجـات ولكـن يمكـن تقسـيمه إلـى ثلاثـة تصـنيفات عـالى – متوسـط– مـنخفض وفـى معظـم الأحـوال فـإن الاختبـار البـارامترى مفضـل لأنـه يعطـى احتماليـة أكبـر للكشـف عـن الفـروق أو العلاقات الحقيقية فى المجتمع.

وعمومًـا يوجـد مواقـف يفضـل فيهـا تحـوير أو تعـديل الـدرجات إلـى تصـنيفات كمـا حددها(2014) Gravetter &Wallanu:

- مـن السـهل الحصـول علـى قياسـات تصـنيفية، فمـن السـهل تصـنيف التلاميـذ إلـى مرتفـع ومتوسط ومنخفض القدرة القيادية أفضل من الحصول على درجات كمية لكل تلميذ.
- البيانـات لا تمتلـك المسـلمات الواجـب توافرهـا لإجـراء أسـلوب إحصـائى معـين فاختبـارات مثـل T ,ANOVA تفتـرض بيانـات ذات توزيـع اعتداليـة كـذلك اختبـارات القياسـات المسـتقلة تفتـرض مجتمعـات مختلفـة متجانسـة التبـاين فـإذا لـم تتـوفر هـذه الخصـائص فـى البيانـات فمـن الأفضـل تحويـل أو تعـديل الـدرجات إلـى تصـنيفات أو رتـب واسـتخدام الاختبار اللابارامترى لتقويم البيانات.
- البيانـات الأصـلية لهـا تبـاين عـالى غيـر مـألوف فالتبـاين هـو المكـون الرئيسـى للخطـأ المعيـارى فـى مقـام اختبـار T، فالتبـاين المرتفـع يقلـل بدرجـة كبيـرة احتماليـة الحصـول علـى فـروق دالـة إحصـائيًا للاختبـارات المسـتخدمة، فتحويـل الـدرجات إلـى تصـنيفات يستبعد هذا التباين الكبير وقد يكون التباين العالى نفسه للدرجات المتطرفة.
- يمكـن للتجربـة أن تتـيح قياسـات غيـر كميـة، فعلـى سـبيل المثـال التقـدير فـى التجربـة لـيس لـه عـدد محـدد مـن المحـاولات لحـل تجربـة أو متاهـة معينـة ويمكـن مـن خلالهـا أن نختبـر علاقـات مفترضـة فـى المجتمـع، فـالحيوان لـيس لديـة درجـة محـددة للحصـول إلـى الحـل الفعلـى علـى الـرغم أنـه لا يوجـد عـدد معـين مـن المحـاولات يمكـن تحديـدها لهـذا الحيوان ولكن يمكن تصنيف درجته وفقا للمحاولات الرقمية.

ويشير Nolan& Heinzen (2012) إلى أن الاختبارات اللابارامترية تستخدم في ثلاث ظروف هى المتغير التابع اسمي، المتغير التابع رتبى، حجم العينة صغيرًا والتوزيع التحتى للمتغير غير اعتدالى ملتوٍ. بينما يرى Hinkle &Wiersma, & Jurs (1994) أن الإحصاء اللابارامترى يستخدم عندما لا تتوافر مسلمات الاختبارات البارامترية وهى الاعتدالية والتجانس، ويرى Pagano (2013) أن الاختبارات البارامترية أكثر تفضيلًا من الاختبارات اللابارامترى لأنها أكثر قوة ومصداقية. الاختبارات البارامترية تكون أكثر مرونة، بمعنى أن اختبار مثل T هو أكثر ضلاعة أو مناعة ضد عدم تحقق الاعتدالية فى المجتمع ولكن الاعتدالية فى 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 هى النوعية من الاختبارات تتميز بثلاثة خصائصها تميزها عن الاختبارات البارامترية هى:

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

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

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

- أقل قوة إحصائية مقارنة بالاختبارات البارامترية.

- المتغيرات الاسمية والرتبية 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.

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

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 اللابارامتري
• يتطلب مسلمتى الاعتدالية تجانس التباينات	توزيع متصل
• يعتمد على المتوسط – التباين – الانحراف المعيارى كمعالم للمجتمع .	يعتمد على الوسيط
• عينة عشوائية	عينة عشوائية
• استقلالية الاستجابات	استقلالية الاستجابات
• بيانات فترية – نسبية	بيانات أسمية ورتبية، و كذلك نسبية وفترية بعد تحويرها إلى رتب
• عينات كبيرة وكذلك عينات صغيرة شرط توافر الاعتدالية.	عينات كبيرة وصغيرة
• أكثر قوة إحصائية	أقل قوة إحصائية
• تتأثر بالقيم المتطرفة	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 أيضًا، ولكن (1956) Siegel يشير إلى أنه إذا كان حجم العينة N=6 فإنه لا يوجد بديل آخر غير الإحصاء اللابارامترى. ولكن إذا كان التوزيع العينى للمجتمع معروف تمامًا

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 أيضًا يفترض توافره للإحصاء البارامترى، وتكون الإحصاء اللابارامترى أكثر فائدة فى بعض التخصصات مثل المجال الطبى والاكلينكى 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 جدًا بل يكاد ينعدم. والأهمية الاخرى 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 دائمًا 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 الثانى

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 أراء اقل مرونة فيما يخص التفرطح فإذا كانت قيمته اكبر من 8.0 وأحيانا 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 الاستدلالى 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 البارامتري وعلي الباحث التاكد من الاعتدالية وفى حالة عدم توافرها فانه يفضل استخدام الاختبارات اللابارامترية.

اختبارات الفروض لقضيـة:جمع الباحث بيانات لمتغير(التحصيل مثلاً) لـ 100 فرد وهى كالآتي :

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 توزيعا اعتدالياً.

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

4. **النموذج الاحصائي:** نموذج المتغير الواحد – احصاء لابارامتري و**الاختبار المناسب** كولوموجروف– سميرنوف (K.S) لعينة واحدة.

اختبارات الفروض الصفرية

1.الفروض الاحصائية:

H0: الدرجات اعتدالية التوزيعفي المجتمع

HA: الدرجات غير اعتدالية التوزيع

2. **الاختبار الاحصائى:** 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 – سيمرنوف) عن القيمة الحرجة او الجدولية.

اختبارات الدلالة الاحصائية للتحقق من الاعتداليةفى SPSS

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

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

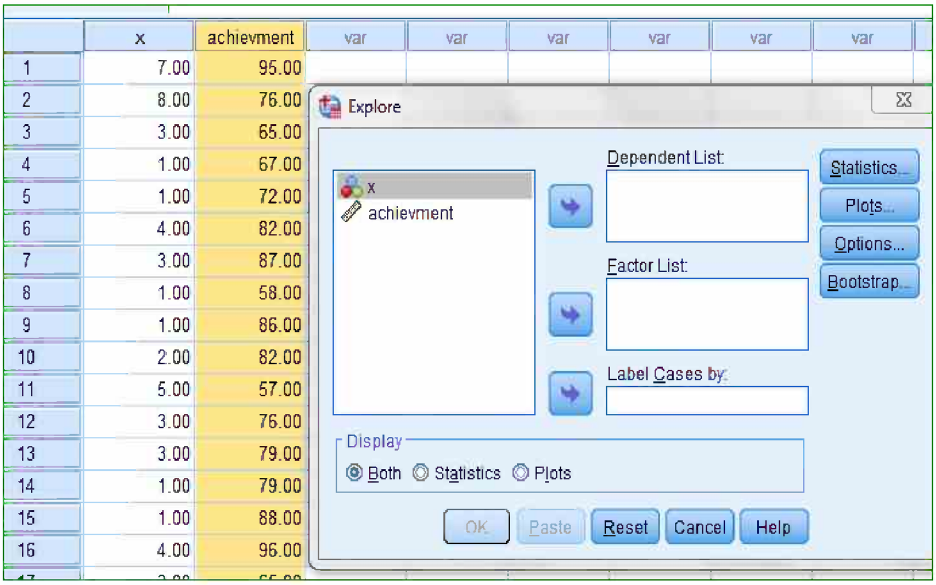
الفرض البديل (HA) : توزيع درجات المتغير غير اعتدالى.

وعدم الدلالة الاحصائية للأختبارين يعنى توافر الاعتدالية.

لتنفيذ الاختبارين فى برنامج الـ SPSS اتبع الاتي:

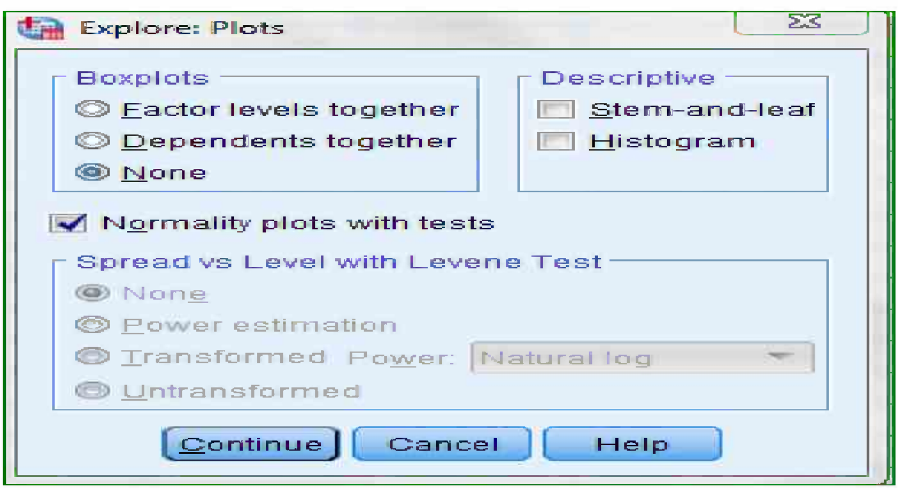
اولاً: ادخال البيانات: 1. اكتب مسمى المتغير X تحت عمود Name ، ثم اضغط على data view

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
x	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= (100) K.S وكانت درجات الحرية df =100 واتضح ان قيمة الاختبار دالة احصائياً حيث : **P(Sig) (0.00)** < **α(0.05)** بالتالي يُرفض الفرض الصفرى على ذلك توجد دلالة احصائية وعليه فأن توزيع المتغير X غير اعتدالى. وهكذا بالنسبة لأختبار Shapiro-wilk حيث ان احصائية او قيمة الاختبار 0.788 و 100 = df. وبالنسبة للقرار بما ان : **P(Sig) (0.00) < (0.05)**، وعليه يُرفض الفرض الصفرى وبالتالى توجد دلالة احصائية وعلى ذلك فأن توزيع درجات X غير اعتدالي.

التحقق الوصفى من اعتدالية البيانات في SPSS

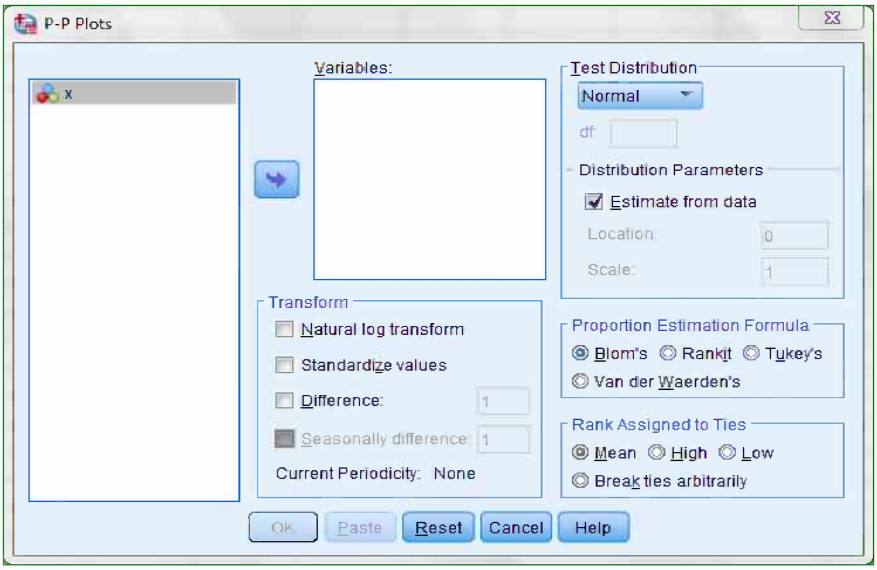
التحقق من الاعتدالية من العرض البيانى:

اولاً : أدخال 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 Nameثم اضغط على Data view

- **منحـــى plots P-P (probability-Probability):** وفــي هــذا المنحـــنى يــتم حسـاب الرتـب المنـاظرة للـدرجات ولكل رتبـة يـتم حسـاب قيمـة Z الفعليـة المنـاظرة وهذه هـى القيمـة المتوقعـة ثـم المطابقـة بـين الـدرجات الخـام بالـدرجات المعياريـة المنـاظرة لرتـب الـدرجات فـأذا كانـت الـدرجات لهـا توزيـع اعتـدالى فـأن الـدرجات Z الفعليـة سـوف تكـون علـــى خـــط قطـــرى مســـتقيم. والفكـــرة فـــى هـــذا المنحـــنى هـــو مقارنـــة نقـــاط او احـــداثيات البيانـات بـالخط المسـتقيم القطـرى واذا وقعـت الـدرجات علـى القطـر فـأن بيانـات المتغيـر اعتدالة والابتعاد عن القطر يدل على الابتعاد عن الاعتدالية.

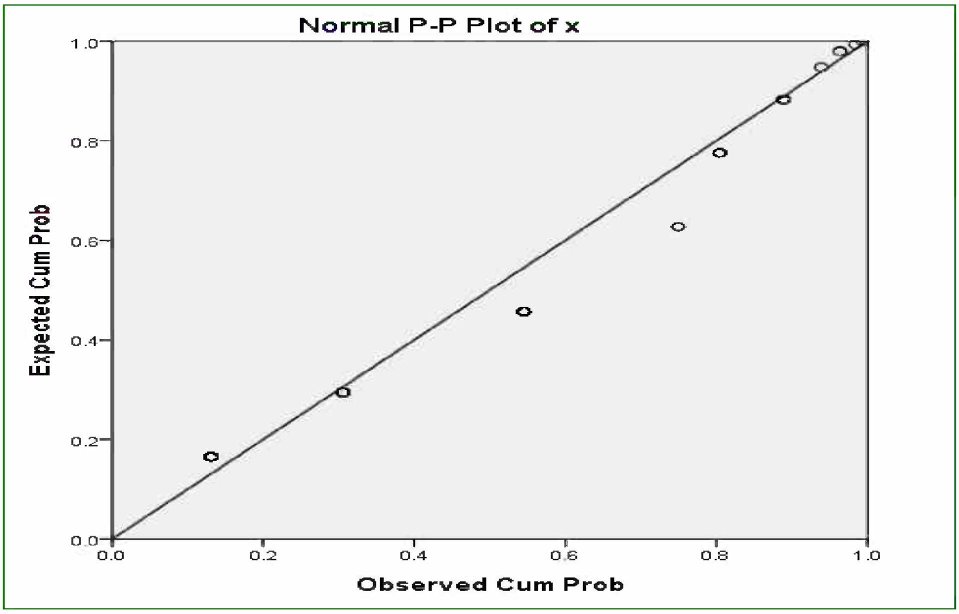
لتنفيذه اتبع الخطوات الاتية:

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.

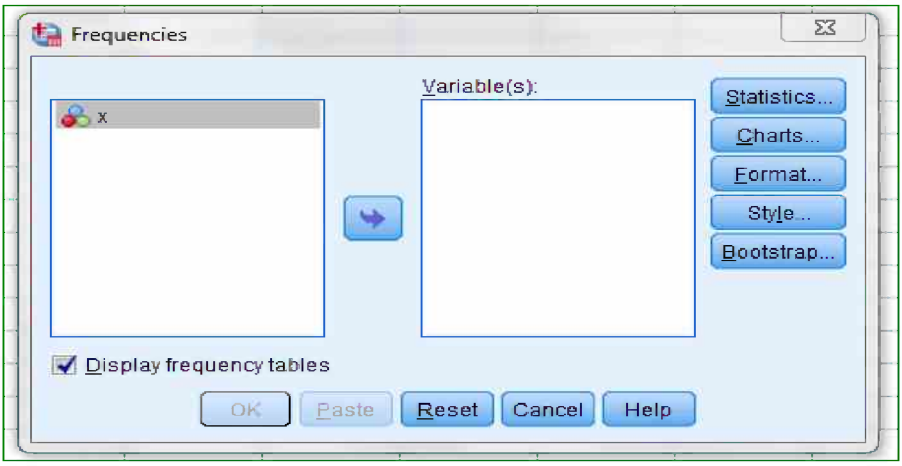
ثالثا: المخرج:



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

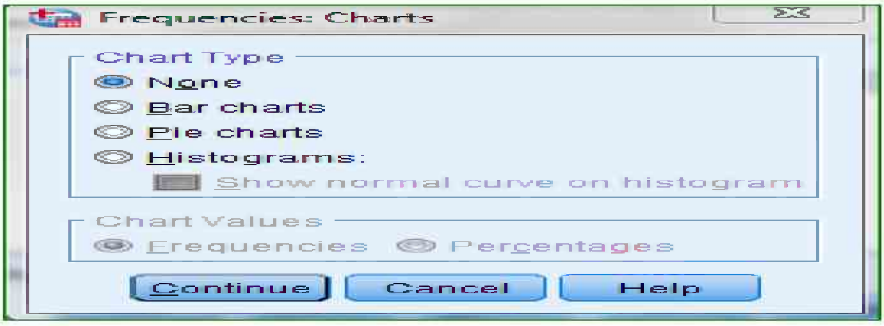
- المدرج التكرارى **Histogram**: تنفيذ الأمر :

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



2. اضغط على المتغير x ثم انقله الى مربع Variables

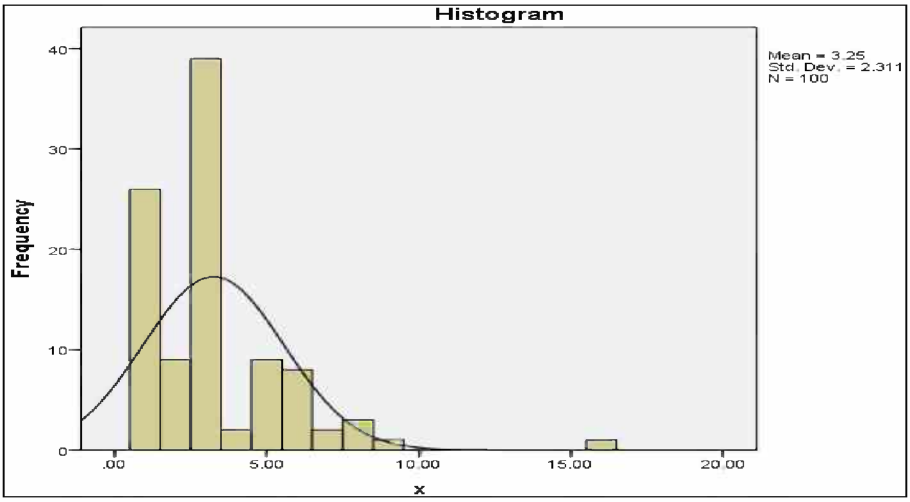
3 . اضغط على اختيار Charts على اليمين تظهر الشاشة الاتية:



4. اضغط على Histograms و Show with normal curve

5. اضغط على Continue ثم اضغط Ok

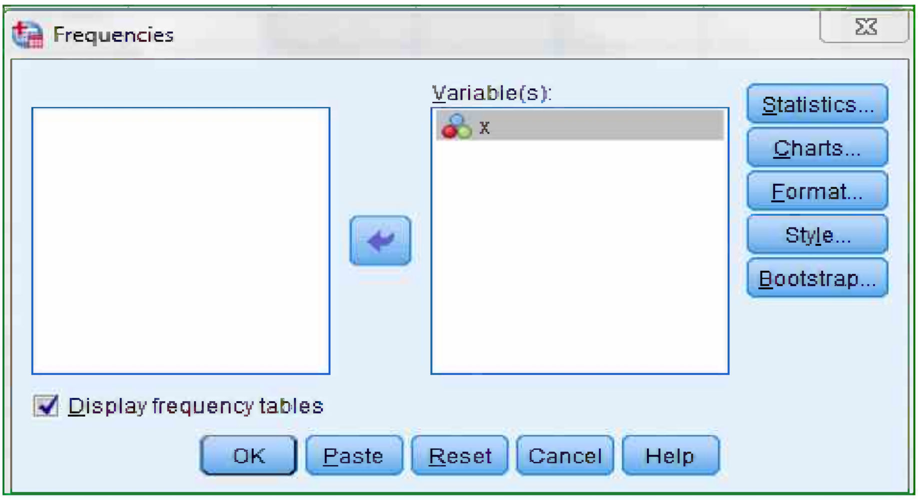
المخرج:



يظهر من المخرج ان المنحنى ملتوى ناحية اليمين بمعنى التواء موجب.

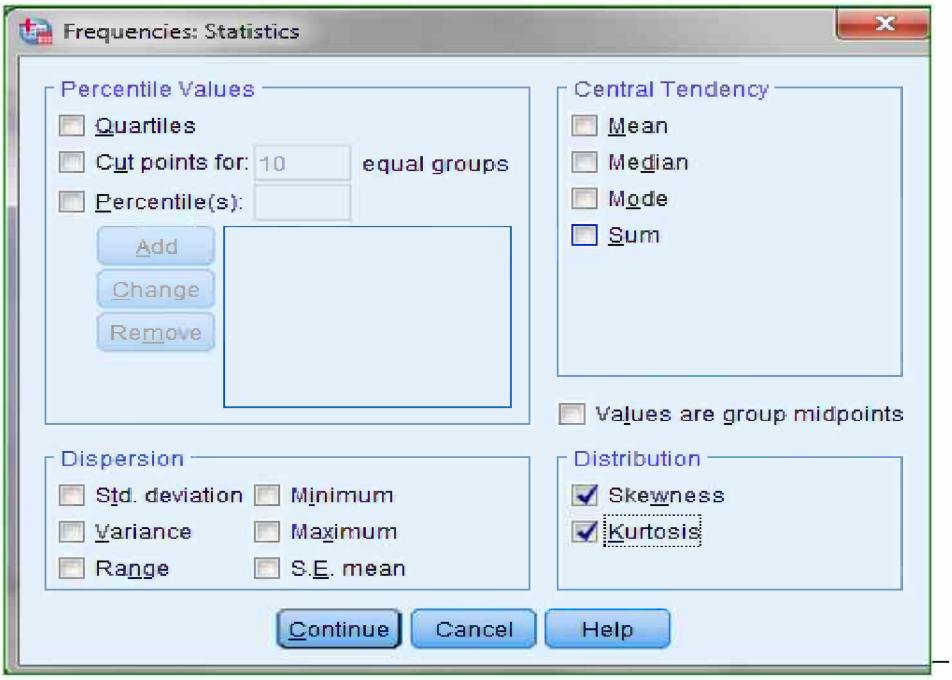
ويمكن تقدير مؤشرى التفرطح والالتواء فى البرنامج كالتالي:

Analyze→Descriptive Statistics→Frequencies



2. انقل المتغير x الى مربع Variables

3. اضغط على Statistics تظهر الشاشة:



4 . اضغط على Kurtosis, Skewness

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

المخـــرج: يتضـــح ان قيمـــة الالتـــواء=(2.164) اى زادت عـــن الواحـــد الصـــحيح بمـــا يـــدل علـــى وجـــود التـــواء وبمـــا ان قيمتـــه موجبـــة اذن هـــو التـــواء موجـــب وقيمـــة التفـــرطح =(8.447) اى زادت عـــن الواحـــد الصـــحيح بـــل قيمتهـــا عاليـــة جـــداً بمـــا يـــدل علـــى ان التوزيـــع لـــيس اعتـــدالى بـــل يوجـــد تفـــرطح وعليـــه فـــأن البيانـــات غيـــر اعتداليـــة التوزيـــع. ويمكـــن تحويـــل قـــيم الالتـــواء والتفـــرطح الـــى قيمـــة Z لاختبـــار دلالتهـــا 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 المعيارى للالتواء و Kur قيمة التفرطح و SE_{kurt} الخطأ المعيارى 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 للألتواء 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:

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

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

واذاً 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 عن200 فيفضل عدم الاعتماد على الدلالة الاحصائية لمؤشرى الالتواء والتفرطح والاعتماد على قيمتهما المطلقة.

الفصل الثالث

اختبار كاى تربيع (χ^2) لحسن المطابقة

Goodness- of – fit test

من اهم اختبارات الفروض للبيانات الفترية او النسبية هي T , ANOVA والارتباط وتحليل الانحدار، وتقع هذه الاختبارات تحت فئة الاختبارات البارامترية (المعلمية) لانها 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 رتبى، 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 نعتمد على العد 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 المقيدين 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 كا٢ (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 فى 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 احصاءχ^2 لحسن المطابقة تستخدم النسب المتحصل عليها من العينة لاختبار فروض حول النسب المناظرة لها فى المجتمع، وفى احصاءχ^2 الفرض الصفرى 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.

الهـــــدف: يســتخدم لاختبــار فــروض حــول التعــارض أو المقارنـــة بـــين التكـــرارات الملاحظة(المقاســة) والتكــرارات المتوقعــة فــي المســتويات أو التصــنيفات المختلفــة للمتغيــر الاســمي. والتكــرارات المشــاهدة أو الملاحظــة هــي التكــرارات الموجــودة أو المقاســة فعــلاً وواقعيــاً علــى مســتويات المتغيــر، وعليــه فــإن هــذا الاختبــار يســتخدم لاختبــار فــروض حــول متغيــر تصــنيفي وحيــد بمســتويات عديــدة، فمــثلاً قبــل اختيــار الشــعبة مــن قبــل الطــلاب فاننــا نتوقــع أن يتوزيــع الـــ30 طالــب الملتحقــين بالكليــة الــى15طالــب فــى كــل شعبة(شــعبتين) وهــذا يطلــق عليــه التكــرار المتوقــع (15، 15) بينمــا المشــاهد (20،10) بالتــالي تســتخدم احصــاءχ^2 لاختبــار مــا اذا كانــت التكــرارات الملاحظــة (20- 10) تتطــابق مــع مــا نتوقعه(15، 15).

اختبارات الفروض لقضية بحثية: (Privitera, 2015)

قــام فريــق بحثــي فــي مجــال العلــوم العصــبية والسـلوكية بدراســة هــدفت إلــى معرفــة مــدى قــدرة الأفــراد علــى اســترجاع أحلامهــم بعــد الاســتيقاظ، وأجــرت الدراســة علــى 80 مشــارك حيــث ينــامون فــي معامــل تجريبيــة. وقــام البــاحثون بسـؤال المشــارك بمجــرد الاســتيقاظ مــا إذا كــانوا لــديهم قــدرة علــى اســترجاع أحلامهــم (تصــنيف1) أو عــدم القــدرة علــى استرجـــاع (تصــنيف2) وغيــر متأكد(تصــنيف3). وفــي ضــوء الدراســات الســابقة توصــل البــاحثون 80% يســترجعوا أحلامهــم ، 10% لا يســترجعوا ، 10% غيــر متأكــدين، وكانــت نتــائج التجربة كالآتي:

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

	استدعاء الأحلام			المجموع
	استدعى	**لا يستدعي**	**غير متأكد**	
التكرار الملاحظ	**58**	**12**	**10**	**80**

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 اسمى بثلاث مستويات:منفصل – تصنيفى.

4. **النموذج الاحصائي:** احصاء المتغير الواحد، والاحصاء المستخدملابارامتري **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 كيفياً.

- **الفرض الصفري (H0):** النسب المتوقعة في كل تصنيف صحيحة أو التكرارات المتوقعة تتطابق مع التكرارات الملاحظة أو لا فروق بين النسب المتوقعة في كل التصنيفات.
- **الفرض البديل(HA):** النسبة المتوقعة لا تتطابق مع التكرارات المشاهدة.

2. **الاختبار الاحصائى المناسب ومسلماته:** عند المقارنة بين التكرارات المتوقعة والتكررات الملاحظة لمتغير اسمي يستخدم الاحصاء χ^2 لحسن المطابقة، وفي هذا الاحصاء يوجد مجتمعان المجتمع الأول لديه تكرارات مقاسة والمجتمع الثاني لديه تكرارت متوقعة وفي المثال السابق مجتمع لديه قياسات فعلية ومجتمع لدية 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 صيغةالاحصاء كالآتي:

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

- fo التكرارت المشاهدة فى العينة والفرض الصفري
- fe التكرارات المتوقعة

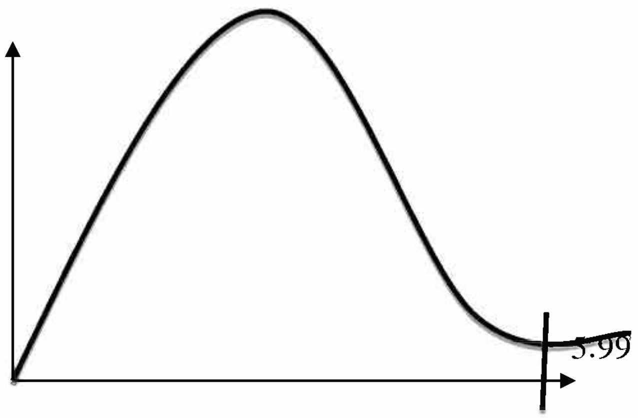
وإحصاء χ^2 يقيس إلي اى درجة التكرارات المشاهدة fo تتطابق مع التكرارات المتوقعة fe .

التوزيع العيني ودرجات الحرية لـ χ^2

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

بالتالي نحصل على قيم كبيرة لـχ^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 Chi-square distribution χ^2. وهذا التوزيع يتم بوضع مجموعة من قيم χ^2 لكل العينات العشوائية المحتملة عندما يكون H0 صحيح وعلى ذلك فهو توزيع نظري محدد الخصائص جيداً.

وهذا التوزيع لـχ^2 ملتوي التواء موجب، لاحظ أن القيم الصغيرة لـχ^2 تكون قريبة من الصفر عندما يكون H0 صحيح والقيم الكبيرة تقع على الجانب أو الذيل الايمن من المنحنى بمعنى رفضH0.

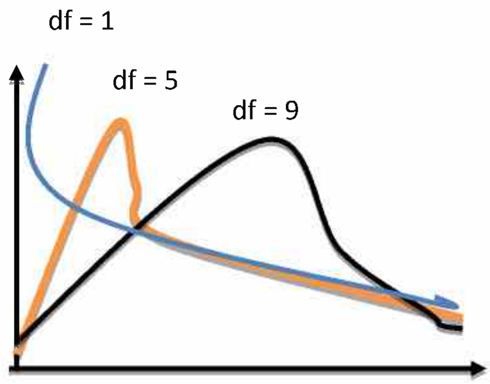


الشكل (1.3): التوزيع العيني لـχ^2(ملتوي التواء موجب).

بالتالي اذا كانت χ^2 المحسوبة اكبر أو تساوي 5.99يرفض الفرض الصفري:χ^2 المحسوبة $\leq$ χ^2الحرجة (الجدولية) نرفض 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 لـχ^2 وهذا يعتبر من أهم محدداته، ويوجد عامل آخر يلعب دوراً في شكل توزيعχ^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 وتنحو على الجانب الأيمن من المنحنى كلما زادت مستويات المتغير اى زيادة درجات الحرية. وفيما يلي عدة توزيعات لـχ^2 باختلاف درجات الحرية:

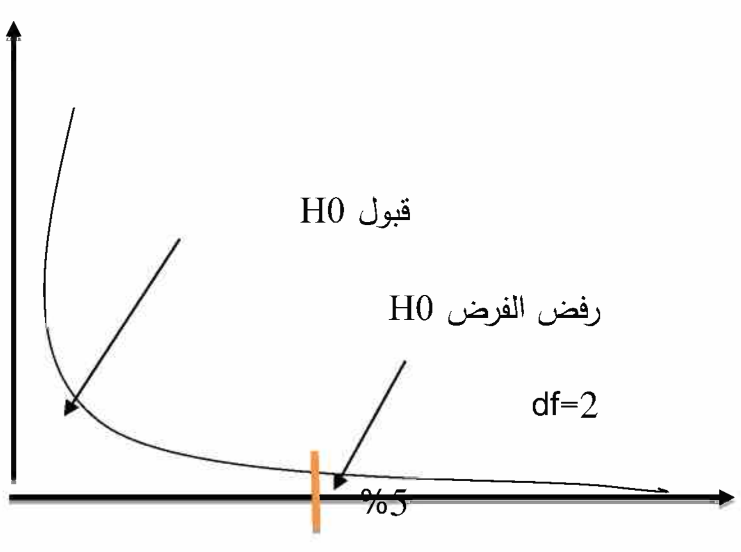


الشكل (2.3): اختلاف شكل توزيع χ^2 ختلاف درجات الحرية.

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 H0 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 كالاتى:

- حساب الفرق بين التكرار المشاهد fo (البيانات)والتكرار المتوقع fe (الفرض)لكل تصنيف (fo-fe)
- حساب مربع الفرق $(fo\text{-}fe)^2$ قيم موجبة.
- قسمة مربع الفرق على التكرار المتوقع $(fo\text{-}fe)^2/ fe$
- إيجاد مجموع هذا الناتج لكل التصنيفات او الخلايا.

والتكرار المتوقع يقدرمن خلال النسب المتوقعة في كل تصنيف. وفي المثال السابق 80 فرداً مشاركاً ويتوزعوا إلى 80%، 10%, 10% بالتالى فان التكرار المتوقع حاصل ضرب العدد الكلى من المشاركين (N) في النسبه المتوقعة في كل تصنيف(p): **fe=NP** والتكرار المتوقع هو قيمة نظرية قائمة على حجم العينة واحتمالية للمتغيرات في الدراسة. ففى ضوء البيانات ماذا سوف نتوقع ؟، بينما التكرار الملاحظ أو المشاهد هو البيانات التي تم جمعها من العينة. ويطبق ذلك على المثال كالاتى:

fo	fe	$(fo\text{-}fe)^2$	$(fo\text{-}fe)^2/fe$
58	**80*80÷100=64**	**(58-64)=36**	**36/64**
12	**80*10÷100=8**	**(12-8)=16**	**16/8**
10	**80*10÷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 ألحرجه 5.99 بالقيمة المحسوبة للاختبار 3.09 وحيث إن القيمة المحسوبة اقل من القيمة الحرجه إذا نقبل الفرض الصفري القائل بان تكرار استرجاع الأحلام بعد الاستيقاظ متطابق أو متماثل مع ما توقعناه.

كتابة نتائج اختبار $\chi 2$ لحسن المطابقة وفقاً لـAPA

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 من35 طالب في فصله ملئ استمارة تقويم المقرر. وكان السؤال الرئيسي "الإحصاء هي مادتي المفضلة في التيرم " وللاجابة تم وضع خمسة بدائل هي موافق بشدة، موافق، لم اقرر، وغير موافق، غير موافق بشدة وكانت استجابات الطلاب كالاتى:

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 الفروق بين التكررات الملاحظة عن التكرارات المتوقعة ؟، أو بكلمات أخرى هل توجد فروق لاستجابات الطلاب عبر التصنيفات الخمسة المختلفة ؟، اوهل تكررات الطلاب في كل تصنيف من التصنيفات الخمسة متساوية فى المجتمع ؟.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفـــروض الاحصـــائيه:الفرض الصـــفري H0**: لا فـــروق فـــي تكـــرارات التصـــنيفات المختلفـــة أو لا فـــروق بـــين التكـــرارات المقاســـه ونظيرتهـــا المتوقعـــة فـــي المجتمـــع .أو كـــل التكرارات في المجتمع عبر التصنيفات الخمسة متساوية.

ولكـن مـاذا لـو كانـت وجـدت بيانـات مـن نفـس المجتمـع ؟، كـأن يوجـد بيانـات لطـلاب العـام الماضـــي، فـــان الفـــرض الصـــفري: لا فـــروق بـــين تكـــرارات تقيمـــات الطـــلاب فـــي العـــام الحالى عن نظيرتها لدى طلاب العام الماضى.

الفـــرض البـــديلHA: توجـد فـروق حقيقيـة أو جوهريـة بـين التكـرارات المشـاهدة والتكـرارات المتوقعة.

ولاحصاء$\chi 2$لحسن المطابقه فان التكرار المتوقع:

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

ولانـه يوجـد 35 طالـب ولا يوجـد فـرق بـين تكـرارات كـل مسـتوى فـان التكـرار المتوقـع هـو توزيـع اسـتجابات العينـة علـى المسـتويات الخمسـة بالتسـاوي وهـذا يعنـى وجـود7 طـلاب فـي كل استجابة كالاتى:

موافق بشدة	موافق	إلى حداً ما	غير موافق	غير موافق بشدة
7	7	7	7	7

2. **الاختبار ومسلماته:**

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

ودرجات الحريه: df=c-1=5-1=4

3. **مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار**: تبنى الباحث α=0.05 ولتوزيع x^2 وبالكشف في جدول x^2 يتضح إن: القيمة الحرجة (الجدولية)= 9.488

4. الحسابات:

الاستجابة	fo	fe	fo-fe	$(fo\text{-}fe)^2$	$fo-fe)^2/fe$
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 $\sum$	**35**	**35**	**0**		20.86

وعليه فان :

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

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

5. القرار والتفسير : بما ان x^2 المحسوبة(20.86) > الجدولية x^2 (9.488)، وعليه نرفض الفرض الصفرى بمعنى وجود فروق حقيقية بين التكرارات المقاسة والتكرارات المتوقعة لتقيم الطلاب لمقرر الاحصاء وكما هو واضح من البيانات اوالتكرارات المشاهدة إن الطلاب موافقين على إن الاحصاء هى مادتهم المفضلة في الترم.

6. حجم التأثير: لاختبار كاى لحسن المطابقة يقدر حجم التاثير من خلال معامل التوافق لكندل**w** كالاتى: $w=\chi^2/k(N-1)$

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

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

$$\varphi=\sqrt{\frac{x^2}{N}}$$

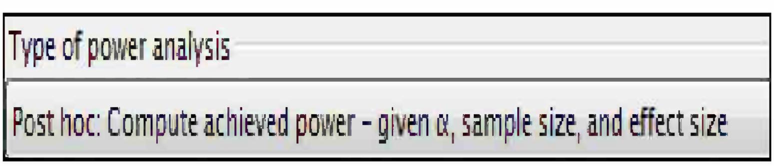
$$\varphi=\sqrt{\frac{20.86}{35}}=0.77$$

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

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

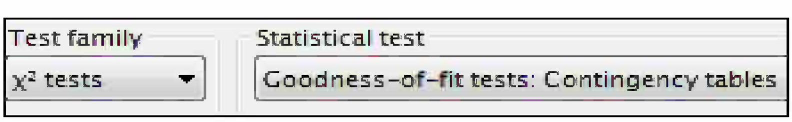
1. افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

2. اسفل Type of power analysis اختار:



3. اسفل Test family اختار

4. اسفل Statistcal test اختار:



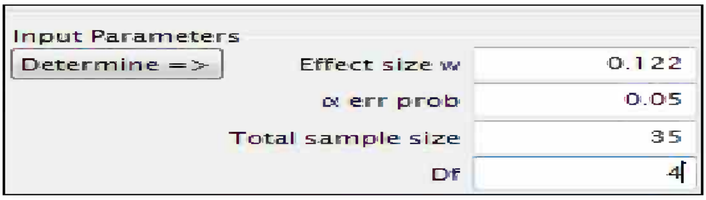
5. ادخل المعالم الاتية تحت Input parameters:

– حجم التاثير W كالاتى:

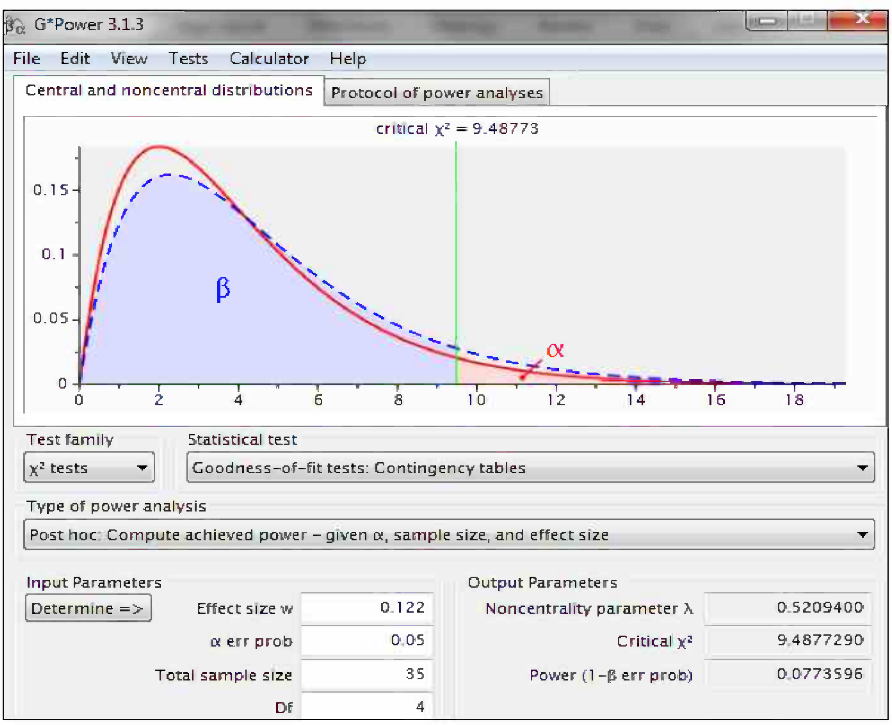
$$W = \frac{x^2}{k(N-1)} = \frac{20.86}{5(35-1)} = \frac{20.86}{170} = 0.122$$

- مستوى الدلالة الاحصائية: 0.05

- حجم العينة الاجمالى= 35، درجات الحرية=4



6. اضغط Calculated تظهر المخرجات الاتية:



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

التحليل البعدى لاحصاء χ^2 لحسن المطابقة

قيمة χ^2 لا تشير إلى اى تكرارات مستوى احدثت الدلالة الاحصائية، ولمعرفه تكرارات اى تصنيف احدثت الدلالة الاحصائية بمعنى اى التصنيفات كانت اكثر إسهاماً في

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

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

وعندما يزيد الباقي المعيارى للتصنيف او الخلية عن 2.00 فيمكن للباحث إن يستنتج انها اكثر إسهاماً في دلالة χ^2 وفي المثال السابق يتضح إن 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)

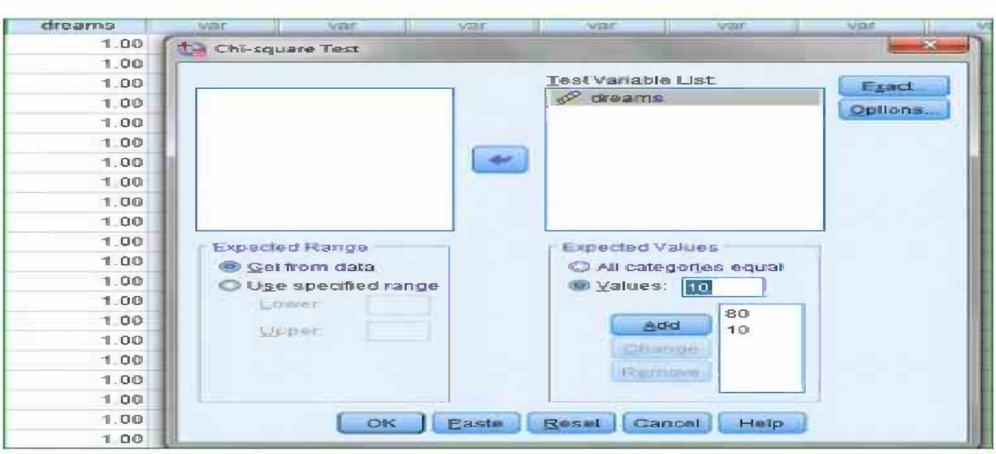
اولاً: ادخال البيانات: 1. افتح البرنامج Start → All programs → IBM SPSS23

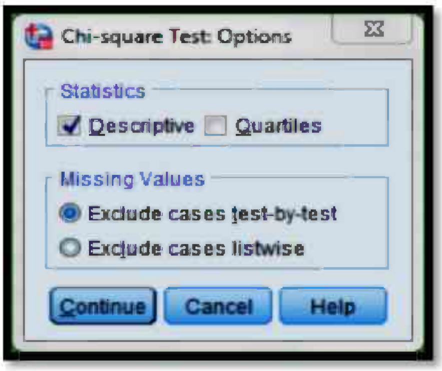
2. اضغط علي variable view واكتب مسمي المتغيرات تحت عمود Name ، اكتب المتغير الاول Dreams.

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

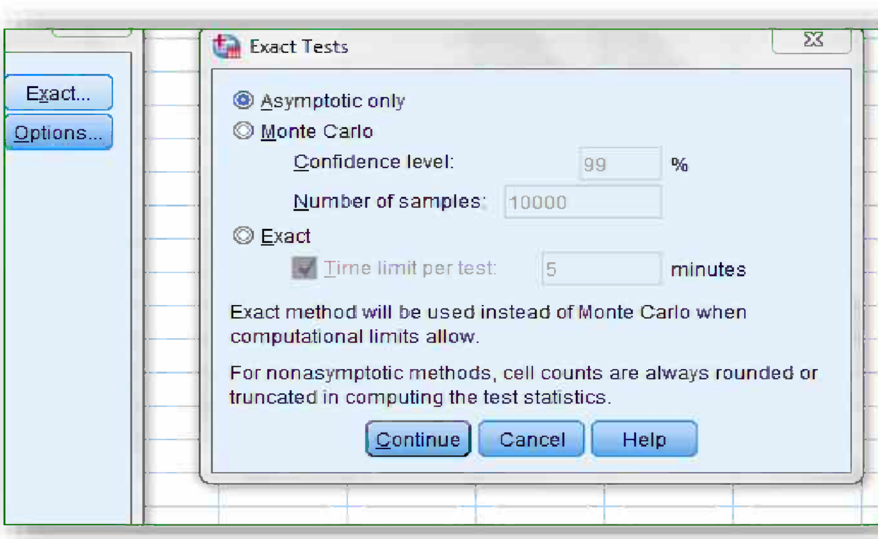
ثانياً: تنفيذ الامر: 1.اضغط علي Analyze ثم Nonparametric tests ثم اضغط Legacy Dialogs ثم اضغط Chi- square تظهر الشاشة الآتية:





2. اضغط علي dreams في الجزء الايسر من الشاشة ثم انقله →الي مربع Test Variable Test وفي مربع Expected values نلاحظ ان بديل equal categories All 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 10 ثم اضغط Add.

3. اضغط علي اختيار Exact يعطي 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 معنى لان المتغير تصنيفي.

- **الجزء الثاني** : اعطى:

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 . وللثانية 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:

والملاحظ ان المخرج اعطي AsympP. = 0.216 Sig الدلالة لاحجام العينات الكبيرة و Exact sig الدلالة الاحصائية لاحجام العينات الصغير (0.231) وهى غير دالة احصائياً

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.

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

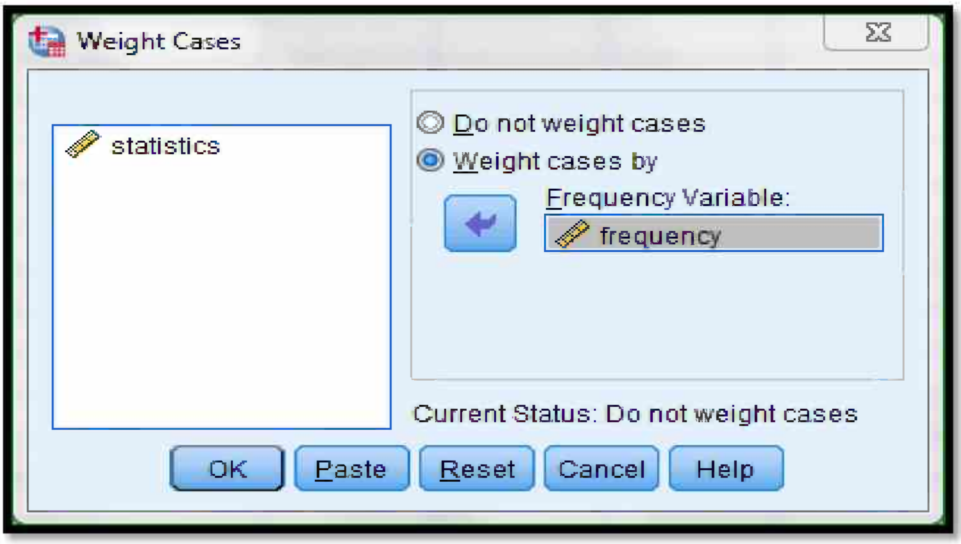
اولاً: ادخال البيانات : كما سبق ذكره في المثال السابق ولكن المتغير هو statistics ويمكن تغير طريقة ادخال البيانات كالاتى: يمكن تغيير ادخال البيانات في صورة وزن تكرارات الحالات حيث يتم ادخال التصنيفات وتكرارها كالاتى:

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

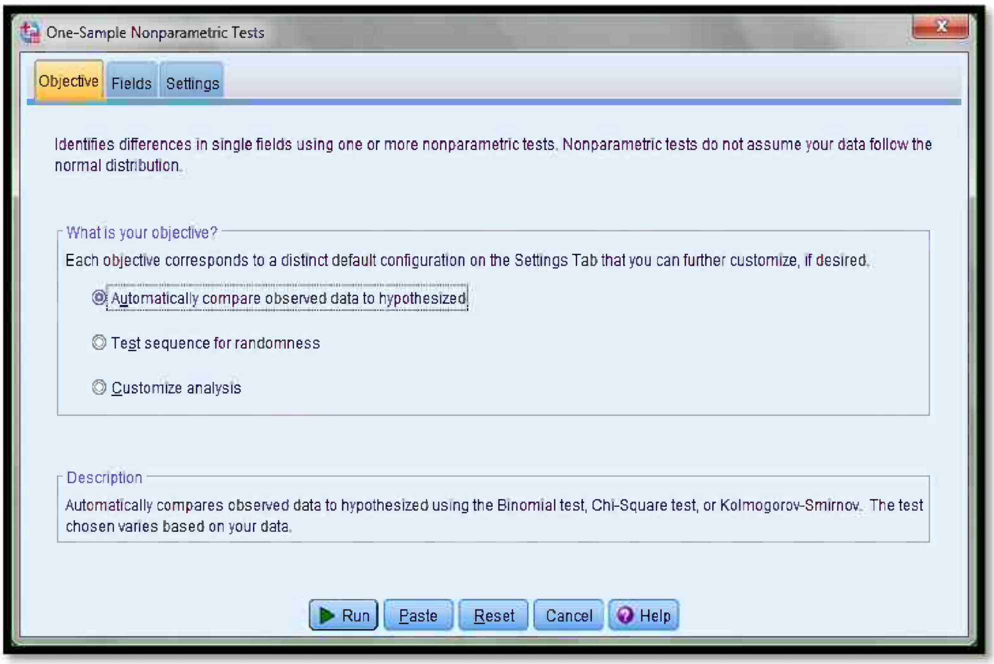
3. افتح قائمة Data واختار weight cases تظهر الشاشة الاتية :



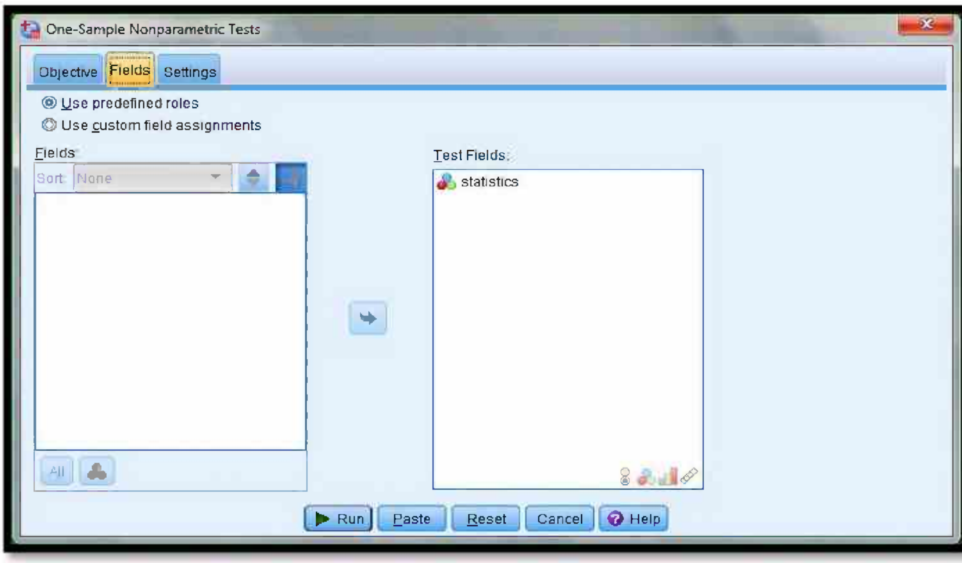
4. اضغط علي weighted cases by ثم انقل الـfrequency الي مربع Frequency variables

5. اضغط OK

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

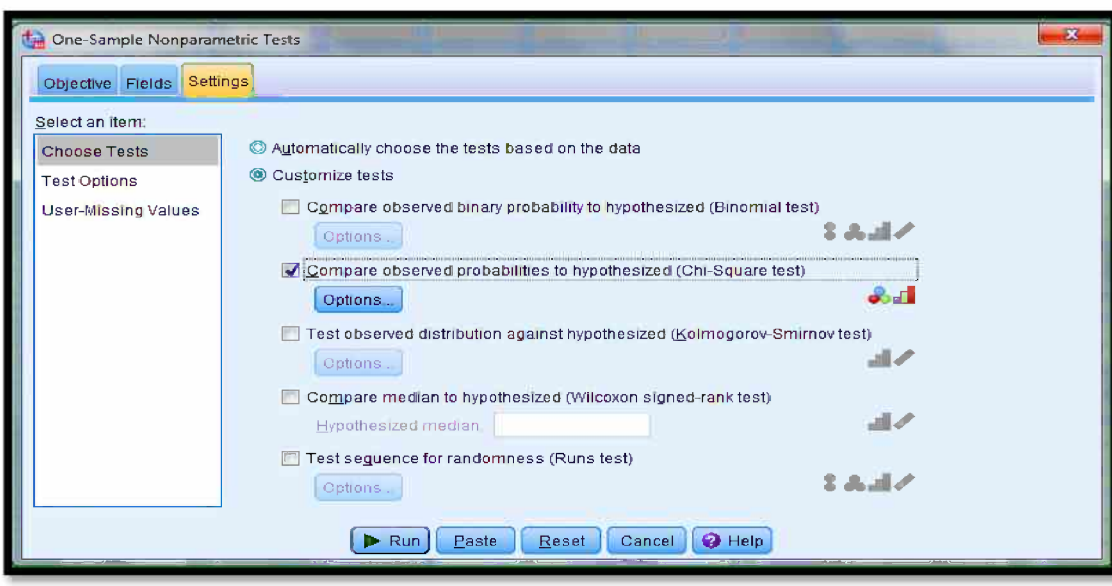


2. اضغط علي اختيار Fields اعلي الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



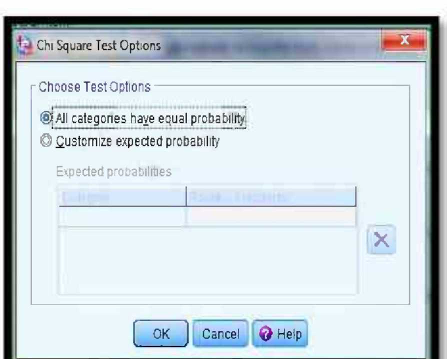
3. انقل متغير statistics الي مربع Test fields.

4. اضغط علي Settings اعلي الشاشة تظهر الشاشة الاتية:



5. اضغط علي اختيار Customize tests ثم اختار اختيار χ^2 البديل الثاني (اضغط علي □ اماما).

6. اضغط علي Options تحت هذا الاختيار تظهر الشاشة الاتية:



واذا كـان التصـنيفات لهـا احتمـال متسـاوي اختـار

البديل All categories have equal واذا لم يكن متساوي كالمثال السابق اضغط Customize expected probability

7. اضغط OK ، ثم اضغط Run

ثالثاً: تفسير المخرج :

```
*Nonparametric Tests: One Sample.
NPTESTS
  /ONESAMPLE TEST (statistics)
  /MISSING SCOPE=ANALYSIS USERMISSING=EXCLUDE
  /CRITERIA ALPHA=0.05 CILEVEL=95.

[DataSet4]
```

Hypothesis Test Summary

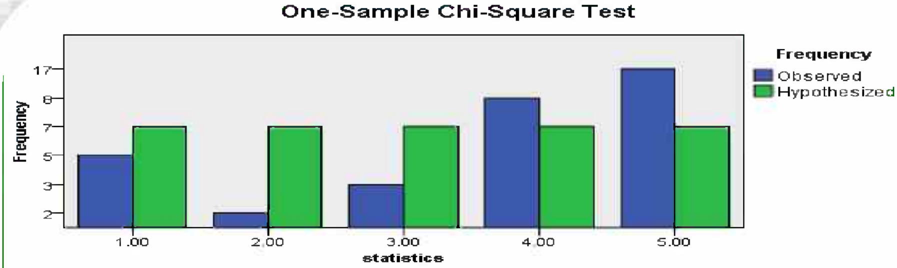
	Null Hypothesis	Test	Sig.	Decision
1	The categories of statistics occur with equal probabilities.	One-Sample Chi-Square Test	.000	Reject the null hypothesis.

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

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:

One-Sample Chi-Square Test



Total N	35
Test Statistic	20.857
Degrees of Freedom	4
Asymptotic Sig. (2-sided test)	.000

1. There are 0 cells (0%) with expected values less than 5. The minimum expected value is 7.

ويتضح قيمة χ^2 المحسوبة = 20.857 و) $df = 5-1 = 4, P = 0.000 > \alpha$ (0.05 وهـذا يعنــى رفـض الفـرض الصـفري بمعنــى ان التكـرارات المشـاهدة تختلـف عـن التكـــرارات المتوقعـــة، اي ان التكـــرارات المشـــاهدة لا تتطـــابق مـــع التكـــرارات المتوقعـــة واعطـى المخـرج اسفل المخـرج الاتـى:0% مـن الخلايـا تمتلـك تكـرار متوقـع اقـل مـن 5 وان اقـل تكـرار متوقـع هـو 7 وهـذا شـرط مـن شـروط χ^2 ان لا تقـل عـن 5 .وكـذلك التمثـل البيانى للتكرارات المشاهدة والمتوقعة.

الفصل الرابع

اختبار كاي تربيع χ^2 لاستقلالية متغيرين تصنيفين

The Chi-Square Test for Independence

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

مثال: في امتحان الإحصاء لمعرفه النجاح (ناجح –راسب) والجنس (الذكور والاناث):

الجنس		**ذكر**	**انثى**
امتحان الإحصاء	**ناجح**	**33**	**44**
	راسب	**20**	**15**

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

اختبارات الفروض لقضية بحثية(Privitera, 2015)

قام باحث باجراء تجربة لاختبار فعاليه 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 الارشادى والتحسن

التكرارات		**النتائج**		**المجموع**
نوع البرنامج الارشادى	**عائلي**	**22**	**12**	**34**
	قائم حول الفرد	**31**	**45**	**76**
المجموع		**53**	**57**	**110**

لاحظ إن القيم في الخلايا هي تكررات حيث 22 اخذوا البرنامج الارشادى العائلي وحدث لهم تحسن.

الخطوات البحثية: 1. سؤل البحث: ما العلاقة بين البرنامج الارشادى والتحسن؟، أو هل نوعية البرنامج الارشادى وطبيعة التحسن متغيرين مستقلين؟.

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

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

4. النموذج الاحصائى: إحصاء النموذج البسيط أو Bivariate statistics، والإحصاء المستخدم لابارامترى و**الاختبار الاحصائى:** احصاءχ^2للاستقلالية

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

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

الفرض الصفري(H0):لا توجد علاقة بين نوع البرنامج الارشادى والتحسن او نوع البرنامج الارشادى وطبيعة التحسن مستقلين.

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

الفــرض البــديل (HA): توجـد علاقــة بــين نــوع البرنــامج الارشــادى وطبيعــة التحســن أو البرنامج الارشادى وطبيعة التحسن متغيرين معتمدين.

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

- المتغيرين كلاهما اسمى.
- **اسـتقلالية الملاحظــات:** كــل فـرد يوجـد فــي تصــنيف أو خليــة واحـدة فقـط وان القياسات الملاحظة تولد تكررات لإفراد مختلفين.
- **العشوائية** Randomization : اختيار العينة عشوائياً من المجتمع.
- **حجـم التكـرارات المتوقعــة:** يوجـد حـد ادنـي للتكـرار المتوقـع فـي كـل خليـة ويجـب ان لا يقـل عـن 5 او العينــة الكليــة خمـس مـرات عـدد الخلايـا (التصـنيفات) بمعنــى: $20=5\times4$

ولكن في المثال السابق يوجد 110 فرد. وكما نعلم إن قيمة fe يجب إن لا تقل عن 5 لأنــه بفـرض ان1= fe وكانــت fo=5 بالتــالي فــان إســهام الخليــة فــي حســاب كــاى تربيع:

$$Cell=\frac{fo-fe}{fe}=\frac{5-1}{1}=16$$

وعليـه فـان إسـهامها كبيـر جداً فـي حسـاب χ^2 علـى الـرغم مـن وجـود أربعـة نقـاط فـرق بينمـا إذا كانت fe=10, fo=14 فان إسهام الخلية تكون:

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

لاحـظ إن الفـرق مـازال أربعـة نقـاط ولكـن الإسـهام فـي هـذه الحالـة محـدود، وعلـى ذلـك فـان القيمــة الصــغيرة للتكـرار المتوقـع لهـا تـأثير كبيـر جـداً علــى قيمــة χ^2 المحسـوبة مـن هنــا يحـدث تشـويه لقيمـة χ^2 حيـث تعطـى قيمـة غيـر قيمتهـا الحقيقيـة الفعليـة، وعلـى ذلـك فـان احصــاءχ^2 حســاس جـداً للتكـرارات المتوقعـة الصـغيرة ولتجنـب ذلـك يجـب اسـتخدام عينـات

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 الاحصائيه للاختبار اكثر 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 (2007) Campbell إلى انه عندما يكون التكرار المتوقع 1 في احد الخلايا فانه يوجد تصحيح لـχ^2 الاستقلالية كالاتى:

$$\chi^2_{adj}=\frac{\chi2+2}{N-1}$$

ويشير (2013) Howell إلى وجود تصحيح لـ Yates ويطلق عليه Yates Continuity for correction 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 كالاتي :

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

- fo التكرار الملاحظ الموجود في الخلايا.
- Fe التكرار المتوقع وهو يعكس التكرارات المتوقعة للمتغيرين في الجدول في المجتمع ويقدر كالاتى: $\text{fe}=\frac{\sum c\times\sum r}{N}$

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

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

3. **مستوى الدلالة الاحصائيه وقاعدة القرار**: اعتمد الباحث على مستوى دلالة احصائية α =0.05 ولاختبار الدلالة الاحصائية لاحصاء x^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:1= (2-1)(2-1) =df. والتوزيع العيني لـ x^2 ذو ذيل واحد ويكون ملتوي ناحية اليمين وبالبحث في جدول x^2 (انظر ملحق) بالاتى:df=1 ، α =0.05، N=110 فان: $x^2 = 3.84$ (الجدولية)، وتكون قاعدة القرار: اذا كانت x^2 المحسوبة > x^2 الجدولية (3.84) نرفض الفرض الصفرى H0.

4. **الحسابات:**

fo	fe	$(\mathrm{fo}-\mathrm{fe})^2/fe$
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	$\frac{76 \times 57}{110} = 39.38$	$\frac{(45-39.38)^2}{39.38}$
$\sum$		**5.386**

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

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

5. **القرار والتفسير**: بمقارنة قيمةx^2 الجدولية او الحرجة بقيمة x^2 المحسوبة حيث :

x^2 المحسوبة $(5.386) > x^2$ 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 التاثير لاختبار x^2 للاستقلالية وهى(Privitera, 2015; Gravetter & Wallnau, 2014)::

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

$$\varphi^2 = \frac{x^2}{N}$$

حيث x^2 قيمتها المحسوبة.

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

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

ب - **معامل ارتباط فاى phi coefficient**: ويتحدد بالمعادلة:

$$\varphi = \sqrt{\frac{x^2}{N}}$$

وعليه فان :

$$\varphi = \sqrt{\frac{5.386}{110}} = 0.224$$

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

أ- **معامل كرامير Cramer(V)**: يستخدم لحساب حجم التاثير عندما تزيد عدد تصنيفات او مستويات احد المتغيرات عن مستويين(2<) ويتحدد بالمعادلة: $V=\sqrt{\frac{x^2}{N\times dfsmaller}}$

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

حيث smaller df درجات الحرية الاصغر(اصغر درجة حرية سواء (c−1) او (r−1) او K اصغر قيمة لـ C او r ولـx^2 (2×2) فان كلاً من درجات الحرية تساوى =1 ولذلك فان اصغر درجات حرية 1.

وتقدر مؤشر V كالاتى:

$$V=\sqrt{\frac{5.386}{110\times1}}=\sqrt{0.05}=0.224$$

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

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

df	صغير Small	متوسط Medium	كبير Large
	حجم التأثير		
1	**0.10**	**0.30**	**0.50**
2	**0.07**	**0.21**	**0.35**
3	**0.06**	**0.17**	**0.24**

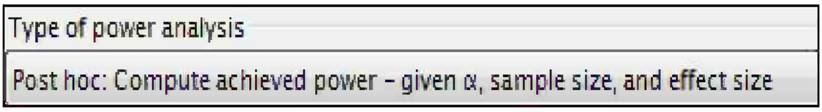
وعليه فان حجم التأثير فى المثال السابق هو من النوع الصغير او الضعيف وعلى ذلك فان فعالية البرنامج هى صغيرة فى حدوث تحسن للعلاقات الاسرية على الرغم من الدلالة الاحصائية العالية.

7. القوة الاحصائية باستخدام برنامج G-power

لحساب القوة الاحصائية باستخدام برنامج**G-Power اتبع الاتى:**

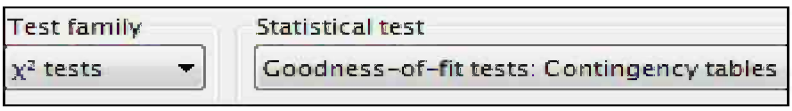
1. افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

2. اسفل Type of power analysis اختار:

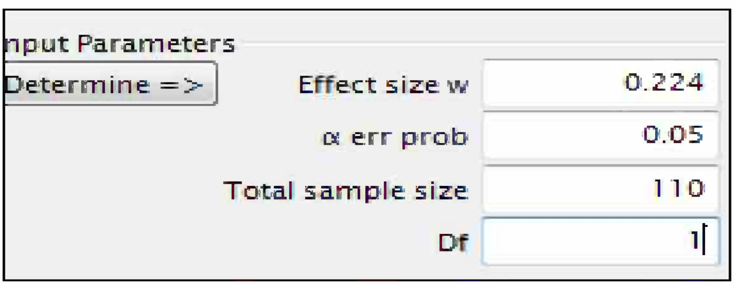


3. اسفل Test family اختار

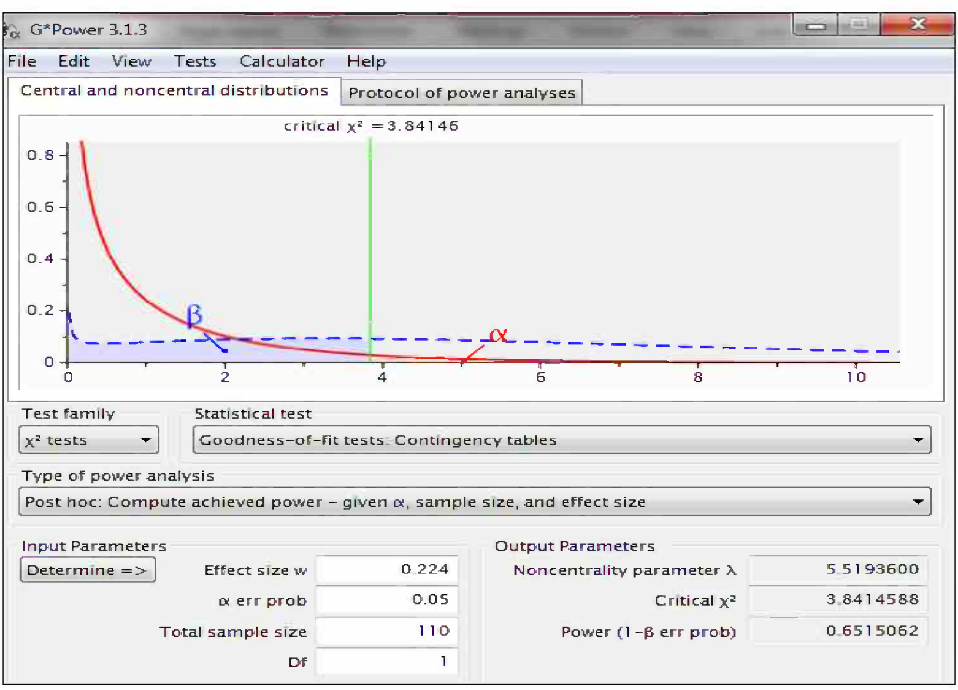
4. اسفل Statistcal test اختار:



5. ادخل المعالم الاتية تحت Input parameters:



6. اضغط Calculated تظهر المخرجات الاتية:



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

البواقى المعيارية المصححة Adjusted standardized Residuals(ASR)

القضية فى احصاء x^2 عندما يوجد ثلاثة مستويات فأكثر للمتغير الاسمى، فاحصاء x^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:

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

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

$$\text{SE} = \sqrt{fe}$$

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

كتابة نتائج x^2 فى تقريرالبحث وفقا لـ APA

اظهر احصاء x^2 للاستقلالية وجود علاقة دالة احصائياً بين نوع البرنامج ومستوى التحسن، $x^2(1, n = 110) = 5.386, p < 0.05$

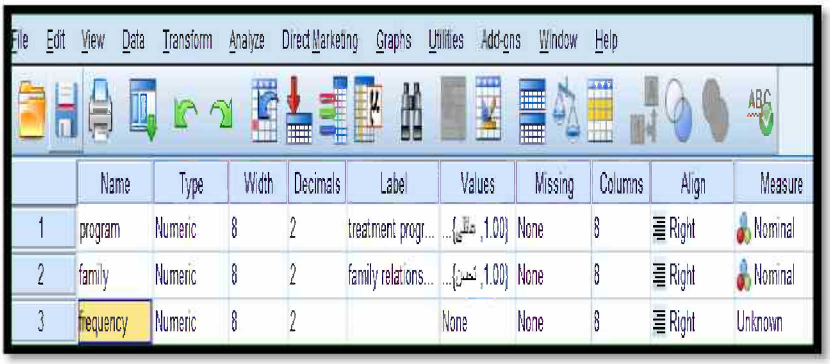
تنفيذ χ^2 الاستقلالية فى SPSS

اولاً: ادخـال البيانـات:1.افتح البرنـامج Start→ All programs → IBM SPSS Statistics 23

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

ا- اضغط Variable view

ب- اكتب اسماء المتغيرات تحت عمودName



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	program	Numeric	8	2	treatment progr...	{1.00, مثلي}...	None	8	Right	Nominal
2	family	Numeric	8	2	family relations...	{1.00, تحسن}...	None	8	Right	Nominal
3	frequency	Numeric	8	2		None	None	8	Right	Unknown

ج - تحـت عمـود Label اكتـب برنـامج العـلاج program Treatment والعلاقـات الاسـرية Relations Family حتـي تتـذكر اسـماء هـذه المتغيـرات كاملـة لان البرنـامج لا يقبلها كلها كمسمي للمتغير.

د - تحـت values المقابلـة للبرنـامج program حـدد وعـرف ان اكـواد البرنـامج:←1 عائلي، ←2 قائم حول الفرد. وهكذا للعلاقات الاسرية:←1 تحسن، ←2 لا تحسن.

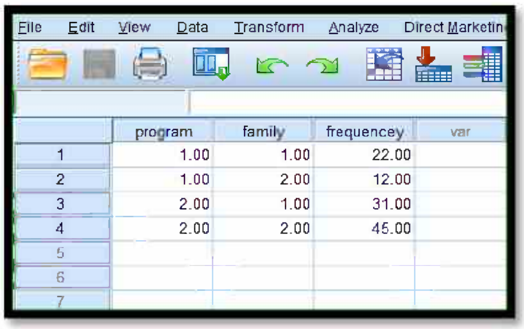
(لاحظ ان البرنامج يقبل تحديدهما باللغة العربية ايضاً)

هـ- تحـت عمـود Measure اختـار البـديل Nominal لان المتغيـرين مـن مسـتوي اسمي.

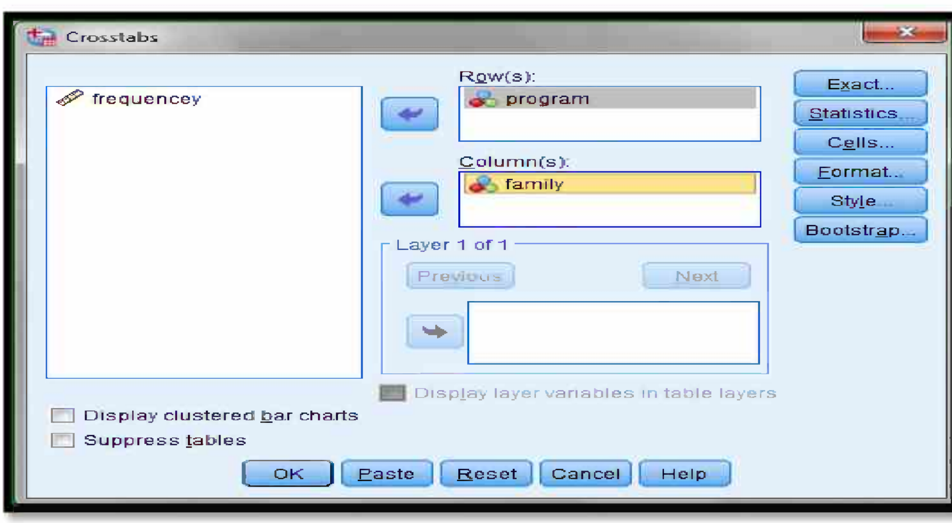
2.اضغط علي ايقونة Dataview اسفل الشاشة على اليسار. تظهر شاشة البيانات حيث يوجد المتغيرين لكل منهما عمود.

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:

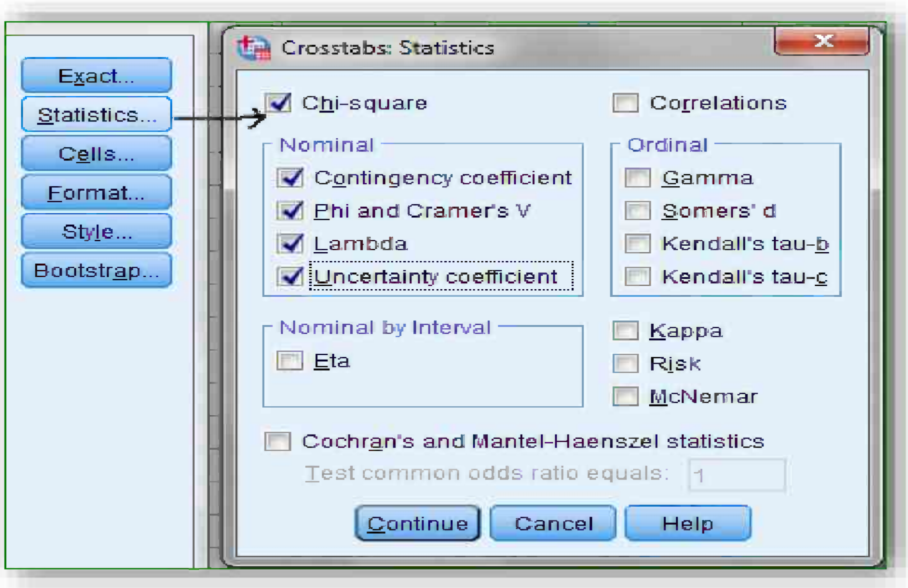


ثانياً: تنفيذ الامر: 1.اضغط Analyze →Descriptive statistics → crosstabs تظهر الشاشة الاتية:



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 pearsonχ^2

- في مربع Nominal اضغط علي الخيارات :

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

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

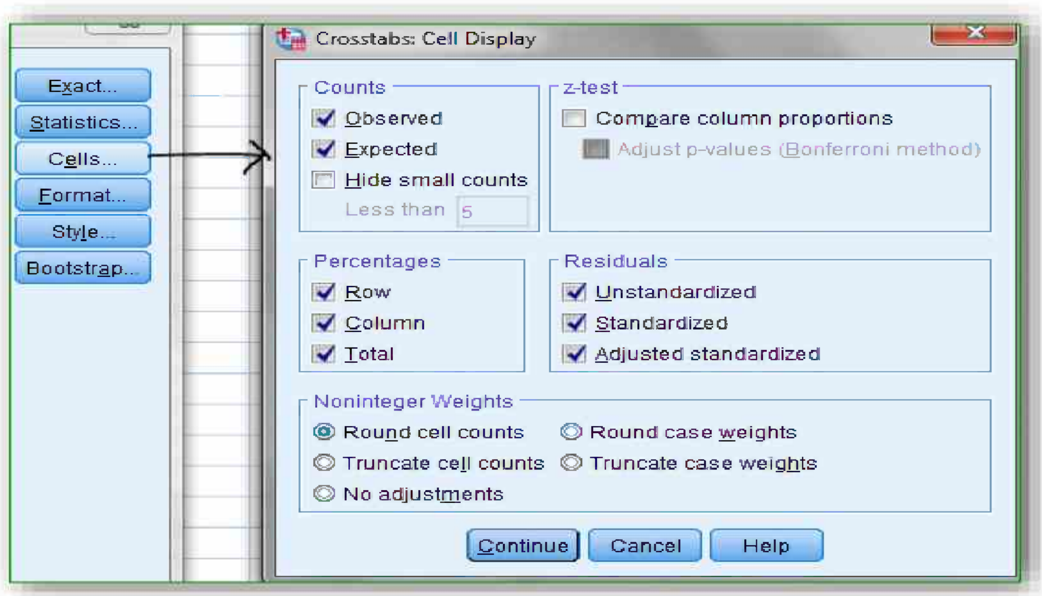
$$C=\sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2+N}}$$

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 1 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):

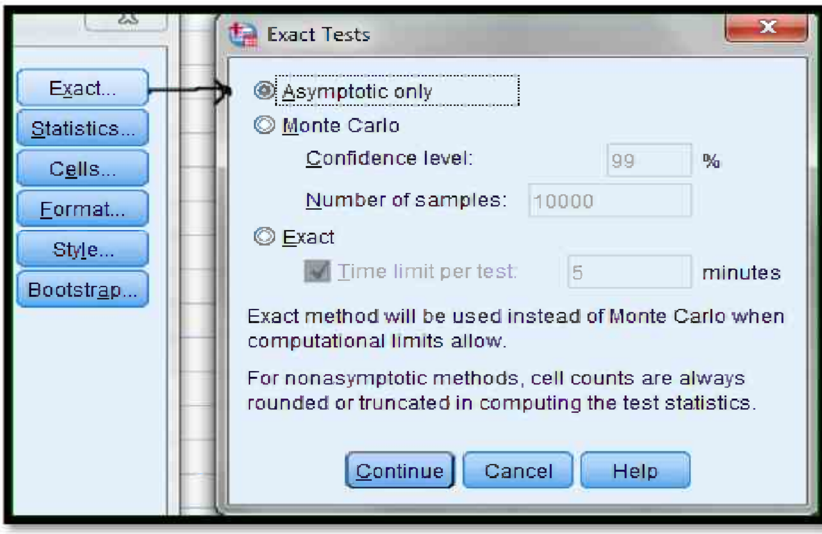


– اضغط علي Observed و Expected ولاحظ ان القاعدة في جداول 2 x 2 ان لا تقل احد القيم المتوقعة لـ χ^2 عن 5 وفي الجداول الكبيرة (4 x 6 , 6 x 5 , 5 x 4) ان لا تقل 20% من القيم المتوقعة في الخلايا عن 5.

– 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 N = 100 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، 16.4 Expected count هو التكرار المتوقع في الخلية ، 64.7%% within program. 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 :

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

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

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

- (1.4) Standardized Residual : وهي البواقي في هذه الخلية حيث لم تزيد عن 2 بالتالي لم تسهم هذه الخلية فى حدوث الدلالة الاحصائية
- (2.3) Adjusted Residual : والبواقي المعيارية المصححة زادت عن 2 بالتالي هذه الخلية اسهمت فى حدوث الدلالة الاحصائية وعليك ان تعتمد علي البواقي المصححة

وهكذا للاحصائيات في كل الخلايا.

ويمكن تفسير أحد الخلايا المقابلة لـ total بالنسبة 57 كالاتي:

- Within program 5.18 % :هو نسبة الذين لم يظهروا تحسن في البرنامج من اجمالي العينة : $= \frac{57}{110} = 51.8\ \%$

- Within family 100 % : نسبة الذين لم يظهروا تحسن من اجمالي الذين لم يظهروا تحسن: $= \frac{57}{57} = 100\ \%$

الجزء الثالث : احصائيات :Chi- squaretest

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 $\text{Pearson}\chi^2$ 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 $\chi2$ 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 $\chi2$ 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 لـχ^2 وذلك لانه لا توجد تكرارات متوقعة اقل من 5.

اختبارات النسبة الإحتمالية Likelihood Ratio Tests (LRT)

هى المدخل البديل لتحليل البيانات التصنيفية يتم فى ضوء النسب الإحتمالية ، فمخرج SPSS لـ $\boldsymbol{x^2}$ يتضمن Likelihood Ratio Tests بجانب Standard Pearson chi-square، وفى العينات الكبيرة فإن قيمة الإختبارين متقاربة ولكن للعينات الصغيرة فإن $\boldsymbol{x^2}$Pearson أفضل من $\boldsymbol{x^2}$ LRT (Agresti, 2002). ويستخدم $\boldsymbol{x^2}$ LRT النماذج اللوغارتيمية الخطية Log -Linear Model لتحليل الجداول الإقترانية (2×2) وأكثر.

وتتحدد قيمة x^2 LRTبالمعادلة الأتية**(Howell, 2013)**:

$$x^2=2\sum f_{oi}\ln(\frac{f_{oi}}{f_{ei}})$$

- foi ,fei التكرارات الملاحظة والمتوقعة لكل خلية، In لوغاريتم (e)

ولتحليل الجدول الاقترانية (2X2) تستخدم الصيغة الآتية :

$$x^2\ (r\text{-}1)\ (c\text{-}1) = 2\sum f_{oi}\ln(\frac{f_{oij}}{f_{eij}})$$

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

	حامل	غير حامل	المجموع
مكتئب	33	251	284
غير مكتئب	33	508	541
المجموع	66	759	٥82

وعلى ذلك:

$$\boldsymbol{x^2}= [33\ln(\frac{33}{22.72}) + 251\ln(\frac{251}{43.28}) + 33\ln(\frac{33}{43.28}) + 208\ln(\frac{508}{497.72})]$$

$$= 2\ [33\ (0.3733) + 251\ (\text{-}0.0401) + 33\ (\text{-}0.2172) + 508\ (0.0204)]$$

$$= 2\ [3.6790]= 7.358$$

وبما ان: $\boldsymbol{x^2}$الجدولية= 3.84= (df=1) وعليه:

$\boldsymbol{x^2}$**المحسوبة(7.358) >** $\boldsymbol{x^2}$ **الجدولية (3.84)** إذاً نرفض الفرض الصفرى وعليه توجد علاقة دالة احصائياً بين الحمل والإكتئاب او التكرارات الملاحظة أو المشاهدة تختلف عن التكرارات المتوقعة.

- **Linear-by-Linear association** وهي غير مناسبة لتحليل جداول البيانات الكيفية.

وفي كل الاحوال فان قيمةχ^2 دالة عند 0.05:

$$\text{Pearson } \chi^2 = 5.382 \ , \ P = 0.024$$

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

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:

- (φ) Phi = 0.221 وعلي ذلك فان % 4.88 $(0.221)^2$ وهذا يعتبر حجم تأثير ضعيف من التباين المفسر لتكرارات التحسن فى العلاقات الاسرية يرجع الي البرنامج الارشادى.
- Cramer's V = 0.221 وهي نفسها قيمة φ ونفس التفسير ولكنها تختلف اذا كان مستويات احد المتغيرات تزيد عن 2
- Coefficient Contingency 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 كيفين وهو اجراء Clustered Bar كالاتي:

1.اضغط

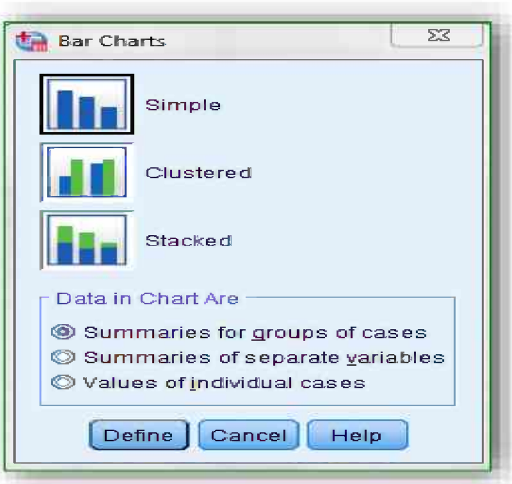
Graphs→LegacyDialogs→Bar تظهر

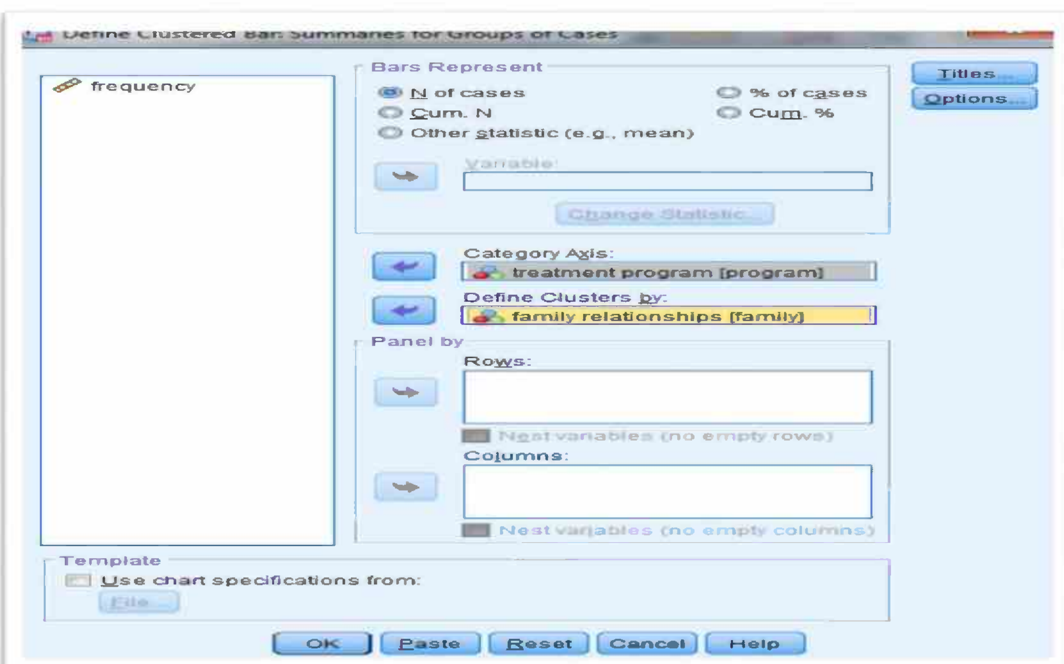
الشاشة الاتية :

2.اختار Clustered ثم

SummariesForgroupsofcases

3.اضغط Define تظهر الشاشة الاتية:

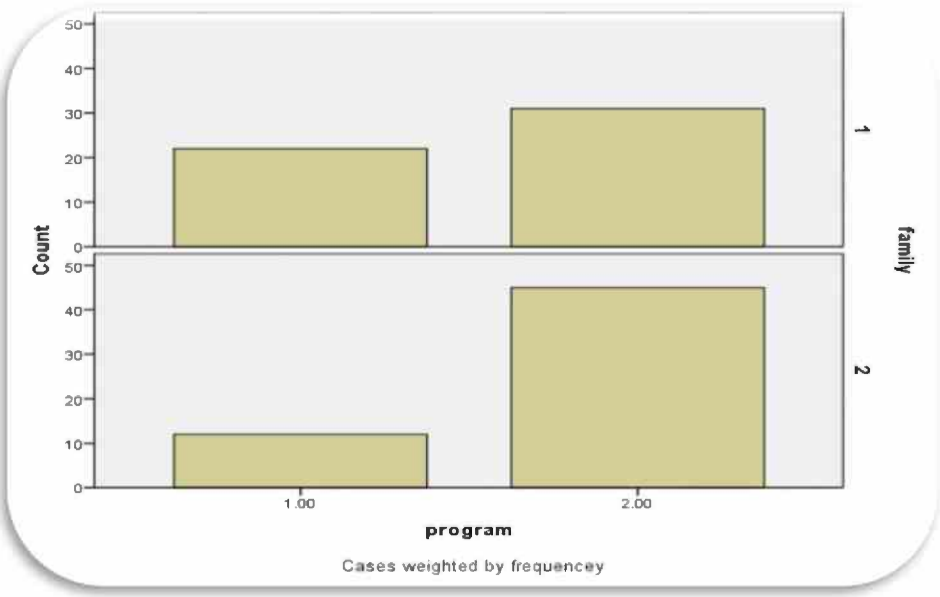




4. اضغط علي متغير Program وانقله الي مربع Category Axis.

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

6.اضغط OK نحصل علي المخرج الاتي :



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 اى 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 هىp 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 فى العينة العشوائية، ولذلك فهو مؤشر لحسن المطابقه مثل $\chi 2$ ولكن فقط عندما يكون المتغير بتصنيفين فقط بينما $\chi 2$ 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 (20 > N)، ولكن لاحجام العينات الكبيرة فان قيمة p الاحتمالية تكون تقريب 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 تتبع 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. احتمـال النجـاح هـو واحـد فـي كـل المحـاولات50% وهـذه المحـاولات المتسلسـلة تعـرف بـ Bernoulli trails.

اختبارات الفروض لقضية بحثية :(Miller (2014

اعطـى معلـم درس فـي حسـاب الاعـداد لـ20 طالـب ثـم اجـرى اختبـار علـى مـدى تـذكر هـذه الاعـداد، وتوقـع المعلـم ان 80% مـن الطـلاب سـوف يكملـون الامتحـان بنجـاح ووضـع 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 اختبـار مـا اذا كـان يوجـد فـروق بـين نسـب الطـلاب الـذين حصـلوا علـى الدرجـة 80درجة عن80% فأكثر عنها فى المجتمع.

الخطوات البحثية

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

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

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

4. **منـهج البحث :** منهج وصفي.

5. **النموذج الاحصائي:** نموذج المتغير الواحد ويتعامل حول نسب والاحصاء لابارامتري و**الاختبار المناسب:**Binomial test

خطوات اختبارات الفروض الصفرية: 1. الفروض الاحصائية:Ho: 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 تصنيفى المتغير له نفس الفرصة والاحتمال للحدوث:

$$P < 80\%$$

HA : علــى الأقــل 80% مــن الطــلاب حصــلوا علــى درجــة اعلــى مــن نقطــة القطــع 80 درجــة فــي المجتمــع او توجــد فــروق بــين نســب الطــلاب الــذين حصــلوا علــى نقطــة قطــع 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. **مســتوى الدلالــة الاحصــائية وقاعــدة القــرار:** افتــرض الباحــث ان مســتوى الدلالــة الاحصــائية0.05 = α، والباحــث افتــرض 80% حصــلوا علــى 80 درجــة فأكثر: $=\frac{80X20}{100}=16$

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

4.الحسابات: نتائج العينة:

ناجح اعلى من 80 (80%)	راسب اقل من (80%)80
12	**8**

Categoy	N	observed prop
≤80	8	0.4
>80	12	0.6

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

وفي مخرج SPSS فان $P = 0.000$ وعليه: $P\ (0.0000) < 0.05$، 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 درجةاو على الاقل 80% من الطلاب حصلوا على درجة 80 فاكثر في المجتمع.

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

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

- 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:

$$Z=\frac{(4-0.5)-20\ (0.8)}{\sqrt{20X\ 0.2X0.8}}=\frac{56}{\sqrt{3.2}}$$

6. حجم التاثير: يقدر من الاتى:

$$Es = P_{observed} - P_{hypothesed}$$

المتوقعة − المشاهدة

$$= 0.8-0.4=0.4$$

كتابة نتائج اختبارBinomial في تقرير البحث وفقاً لـAPA

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

مـع متغيـر بمسـتويين فـأكثر بينمـا Binomial يتعامـل مـع متغيـر اسـمى بتصـنيفين فقـط غير ان قيمة P لـ Binomial هي اكثر دقة من قيمة P لـ$\chi 2$

تنفيذ اختبار Binomial في برنامج SPSS :

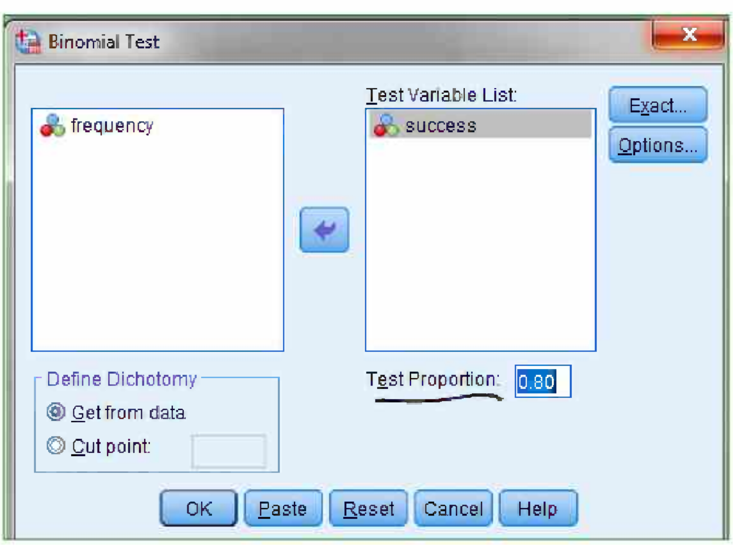
اولاً: ادخال البيانات:1.اضغط Variable view ، تحت عمود Name حدد مسمي المتغيرات كالاتي :

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

```
NPAR 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.

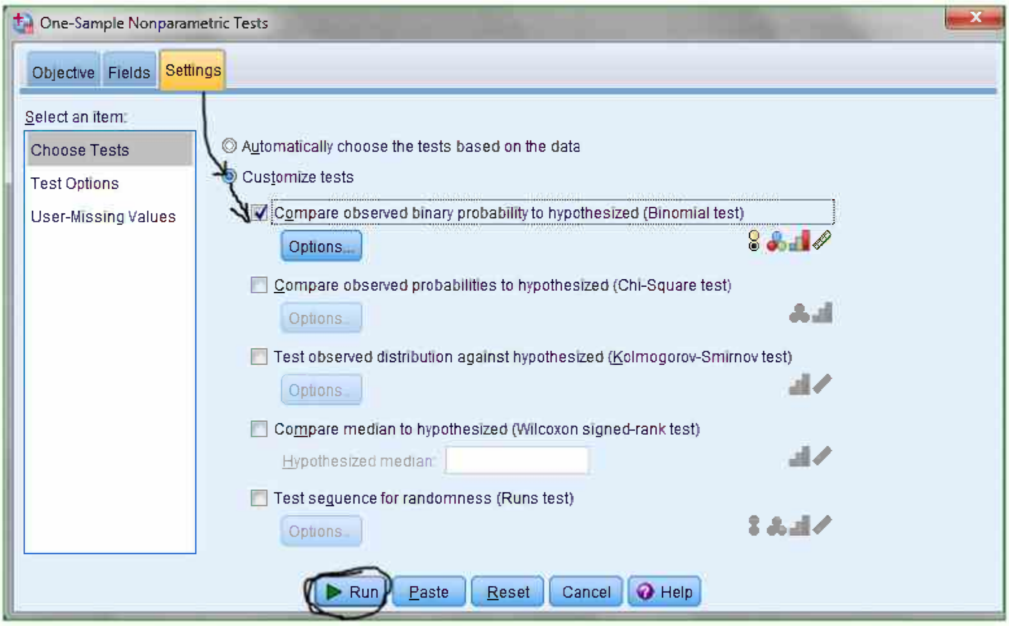
ثم اعطي قيمة البرنامج: Exact Sig (1- tailed) = 0.000، وعليه توجد اختلاف بين نسب الذين حصلوا علي اقل من 80 والذين حصلوا علي 80 فأكثر.

ويمكن تنفيذ Binominal بطريقة اخري كالاتي :

Analyze → Nonparametric test → one sample → Fields

2. انقل Success الي مربع Test fields

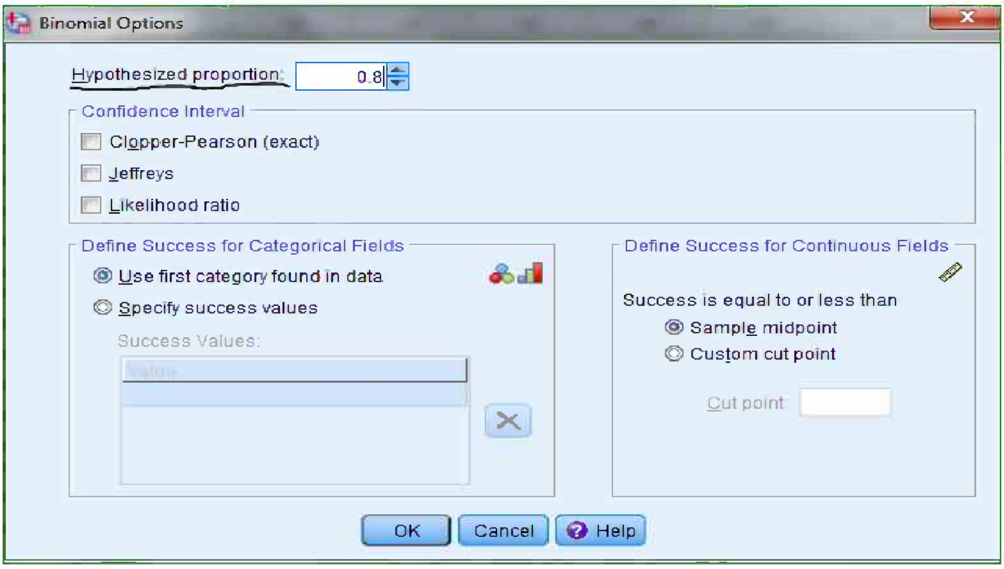
3. اضغط Setting تظهر الشاشة الاتية:



4. اضغط customize tests

5. اختار Compare ------ (Binominal)

6. اضغط Options تظهر الشاشة الاتية:



7.غير النسبة 0.8 في مربع □ Hypothesized proportion

8.اضغط OK واضغط 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

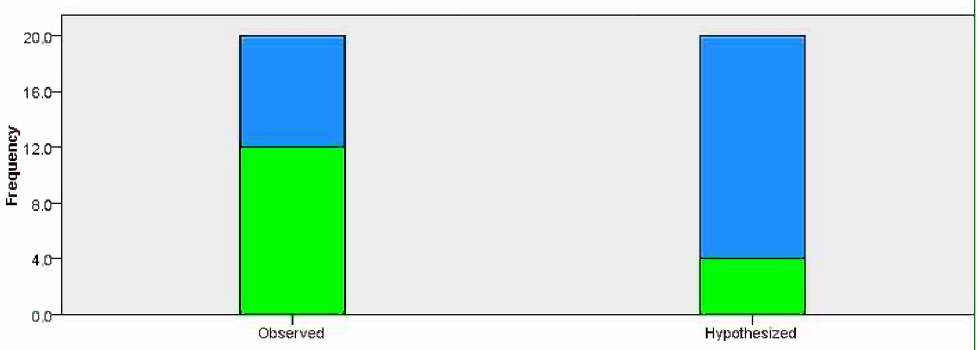
	Null Hypothesis	Test	Sig.	Decision
1	The categories defined by success occur with راسب and ناجح = probabilities 0.8 and 0.2.	One-Sample Binomial Test	.000[1]	Reject the null hypothesis.

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

[1]Exact significance is displayed for this test.

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

One-Sample Binomial Test



Total N	20
Test Statistic	8.000
Standard Error	1.789
Standardized Test Statistic	4.193-
Asymptotic Sig. (1-sided test)	.000
Exact Sig. (1-sided test)	.000

1. The alternative hypothesis is that the proportion of records in the success group is less than the hypothesized success probability.

الفصل السادس

أختبار مكنمار للقياسات المتكررة او المرتبطة

McNamer Test

عندما يستخدم احصاء χ^2 للعينات المرتبطة لقياسات تتبع من مستوى القياس الأسمى فأنه يطلق عليه اختبار مكنمار لدلالة التغير، بمعنى أن البيانات تأتى من نفس الأفراد على المتغير الأسمى والهدف هو قياس التغير للأفراد عبر المعالجات أو عبر الزمن، أى الهدف قياس حدوث تحسن نتيجة التدخل او 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 أستجابتهم (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 كالآتى:

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

الخطوات البحثية

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

2. **فـرض البحـث:** حـدث تغير فـى اتجاهـات الطـلاب قبـل وبعـد البرنـامج . او توجـد فـروق فـى الاتجـاه نحواطفـال الشـوارع بـين القيـاس القبلـى والقيـاس البعـدى. أو لـم يحـدث تغيـر فى اتجاهات الطلاب قبل وبعد البرنامج.

3. **متغيـــرات البحـــث:** متغيـــر الإتجـــاه (الســـلبى و الموجـــب) قبـــل إجـــراء البرنـــامج ، والإتجاه(السلبى والموجب) بعد البرنامج بالتالى يوجد متغيرين اسميين.

4. **التصــميم البحثــى:** تصـميم القياسـات المتكـررة، قياسـات لـنفس المتغيـر عبـر الـزمن فـى هـذه الحالـة اسـتخدم الباحـث المـنهج شـبة التجريبـى وتصـميم المجموعـة الواحـدة قيـاس قبلى وبعدى .

O1 X O2

5. **النمـــوذج الإحصـــائى:** إحصـــاء النمـــوذج البســـيط Statistics Bivariate ويســـتخدم الإحصاء اللابارامترى **والإختبار المستخدم:** اختبار مكنمارMcNemar Test

خطوات إختبارات الفروض الصفرية

فـى هـذا المثـال نهـتم مـا إذا حـدث تغيـر فـى اتجاهـات الأفـراد نحـو اطفـال الشـوارع وعلـى ذلـك فالاهتمـام بالتحسـن فـى الخلايـا A ,D، حيـث يكونـوا محـور اهتمـام الباحـث، فلـو كانـت التجربـة أو البرنـامج لـيس لـه اثـر (بكلمـات أخـرى الفـرض الصـفرى حقيقـى) فإننـا نتوقـع أن لا نهـتم بالخلايـا B ,C، حيـث فـى الخليـة B الإتجـاه كـان موجـب قبـل البرنـامج وبعـده موجـب، بينمـا الخليـة C فـإن الاتجـاه لـم يتغيـر حيـث هـو سـلبى قبـل البرنـامج وسـلبى بعد التجربة.

1. **الفروض الإحصائية:**

الفـــرض الصـــفرى (H0): يوجـد تغيـر متسـاوى العـدد فـى الخليـة A وفـى الخليـة D ، أو بكلمـات أخـرى التكـرار المتوقـع فـى الخليـة A مسـاوى للتكـرار المتوقـع فـى الخليـة D فـى المجتمـع.أو التغيـر فـى الإتجـاه مـن السـلبى إلـى الإيجـابى قبـل البرنـامج مسـاوياً للتغيـر فـى الإتجاه من السلبى إلى الإيجابى بعد البرنامج.

الفـــرض البـــديل (HA): التغيـر فـى الإتجـاه مـن السـلبى قبـل البرنـامج إلـى الإيجـابى بعـد البرنـامج (A)غيـر مسـاوى للتغيـر فـى الإتجـاه مـن السـلبى بعـد البرنـامج إلـى الإيجـابى قبـل

البرنـامج (B). أو التكـرار المتوقـع فـى الخليـة A غيـر مسـاوى للتكـرار المتوقـع فـى الخليـة D فى المجتمع.

2. **الإختبــار المناســب ومســلماته:** فالإختبــار هــو مكنمــار وهــو حالــة خاصــة لــ χ^2 لمتغيرين ولكن القياسات هى مرتبطة لعينة واحدة. ومسلماته هى:

- **العشوائية:** يتم انتقاء أفراد العينة عشوائياً من المجتمع.
- **الإســتقلالية:** أى زوج أو أى فـرد لـه قياسـتين يجـب أن يكـون مسـتقلاً عـن أى فـرد آخـر 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 الاتية Howell (2013):

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

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

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

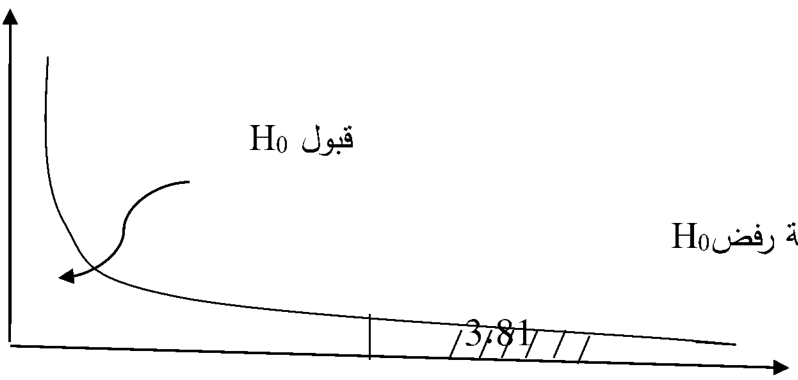
$$= \frac{(A-D)}{A+D}$$

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 فى جداول x^2بـ $\alpha = 0.05$, $df = 1$ ، فإن القيمة الحرجة ل x^2 = 3.841

وعليه تكون قاعدة القرار كما هى موضحة فى الشكل الآتى:



4. الحسابات: تقدر بطريقتين كالتالى:

من خلال χ^2 كحسن المطابقة كالاتى :

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

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

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

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

5. القرار والتفسير: بما ان:

القيمة المحسوبة لـχ^2 (9.00) > القيمة الحرجةχ^2 (3.84)، وعلى ذلك يُرفض الفرض الصفرى 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 تؤكده 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 او التغير نحو الإتجاه الموجب و بما ان يوجد 14 فرد تغير اتجاههم من الاتجاه السالب إلى الإتجاه الموجب وبالتالى:

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

بما أن p هى النسبة للتكرار المتوقع فى حالة الفرض الصفرى وهى 50% =0.5و بالتعويض فى المعادلة:

$$g = |\ P_e - P\ | = |\ 0.368 - 0.5\ | = .132$$

ووضع Cohen (1988) حدود لتفسير مؤشر g كالآتى:

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

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

القيمة أقل من 0.05 هى ضعيفة جداً Trivial .

تنفيذ اختبار مكنمار McNemar في SPSS

اولاً: ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة:

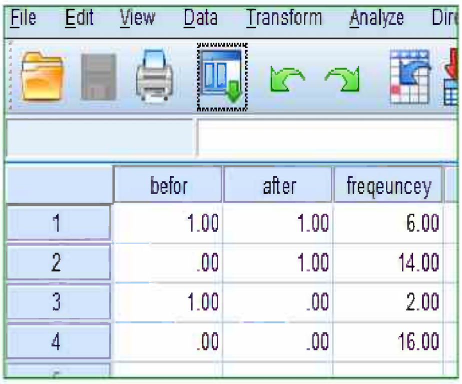
1. اضغطVariable view اسفل الشاشة .

2 . فى عمود Name اكتب مسمى المتغيرات وهي:

- after : موجب = 1 ، سلبي = 0
- Post : وادخل موجب = 1 ، سلبي = 0
- Frequency

3. اضغط Data view

4. ادخل البيانات كما في الشكل الاتي :

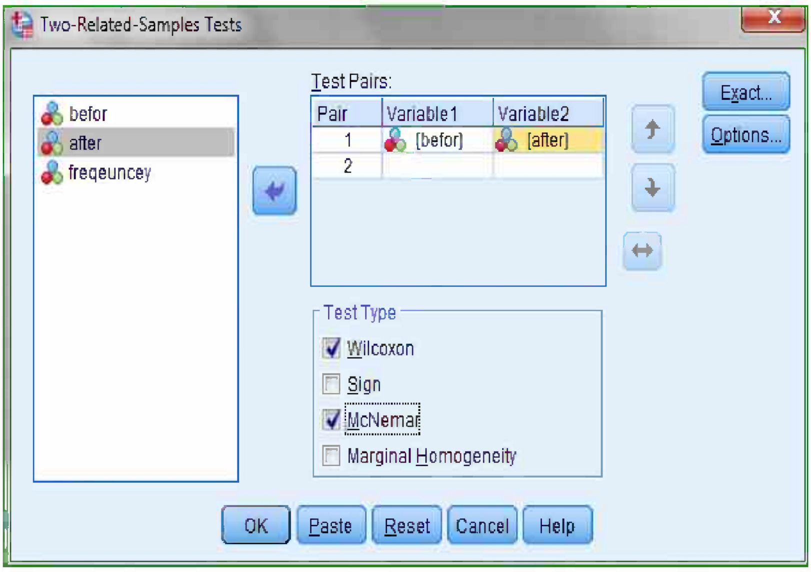


وحيث في الحالة 1 يوجد 1 ، 1 وهي تعادل الخلية1 ، 1 وهكذا، ادخل تكرارات الخلية (1 ، 1) ، (1 ، 0) ، (0 ، 1) ، (0 ، 0)

- 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 variable1 → pair 1

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

5. اضغط علي اختبار MCNemar، ثم اضغط OK

ثالثاً : تفسير المخرج: الجزء الاول :

```
NPAR 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 Mean Rank 8.5 ، ومجموع مربعات هذه الرتب 17وهكذا 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:

Asymp. Sig. (2 tailed) (0.003) < 0.05

الجزء الثاني:

McNemar Test

Crosstabs

befor & after

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

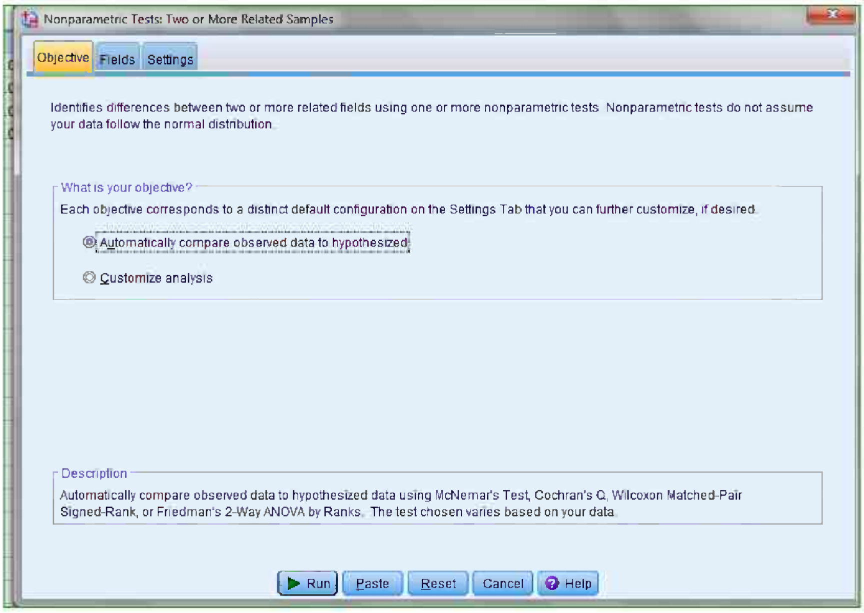
Test Statistics[a]

	befor & after
N	38
Exact Sig. (2-tailed)	.004[b]

a. McNemar Test
b. Binomial distribution used.

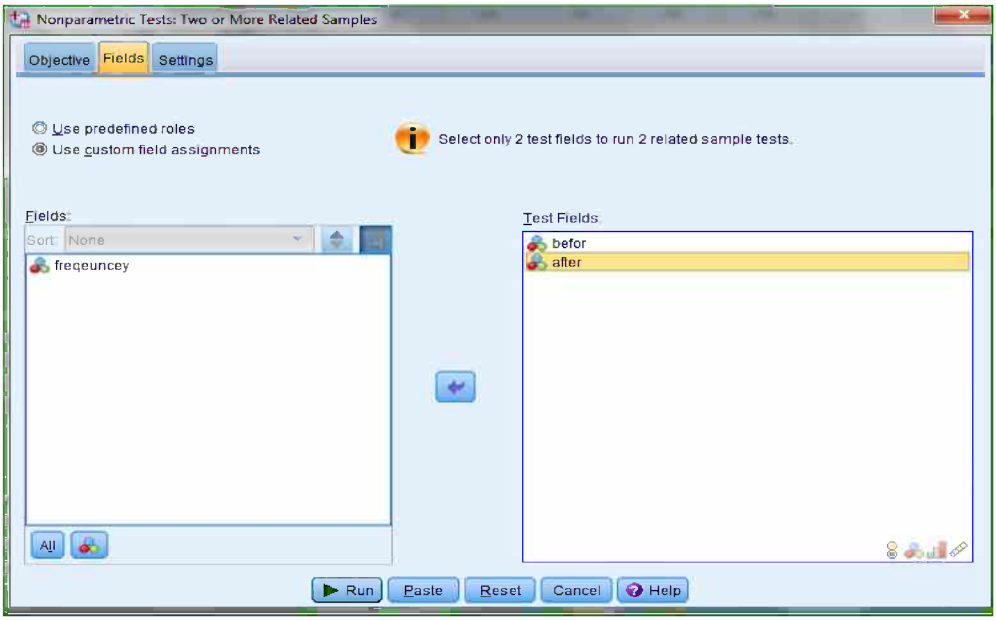
طريقة اخري لتنفيذ اختبار MCNemar وهي:

1. Analyze→ Nonparametric Tests → Related Samples تظهر الشاشة الاتية:



2. اضغط Objective اعلي الشاشة ثم اضغط علي Automatically compare

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



4. انقل Before و After الي مربع Test Field

ويمكـن ايضـاً ان تختـار اختيـار Setting بجانـب Fields بـدلا مـن Fields ثـم تختار Customize Test ثم نختار McNemar

5. اضغط RUN يظهر المخرج الأتي:

```
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.

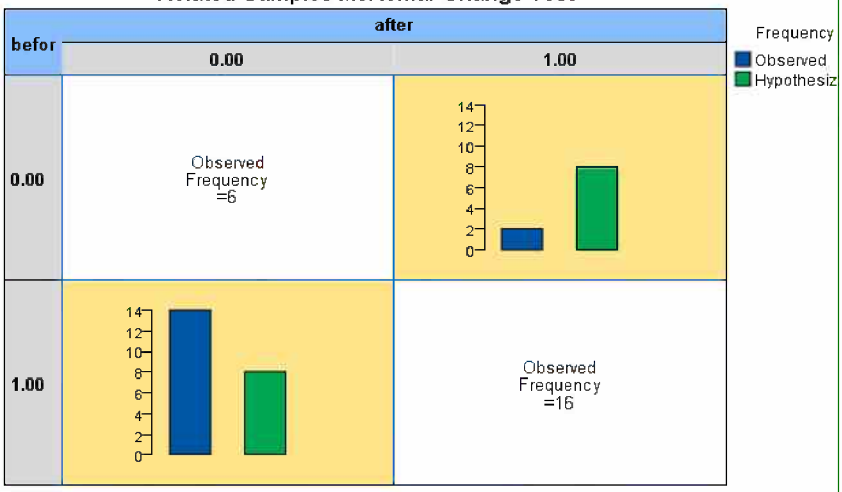
Asymptotic significances are displayed. The significance level is .05.

[1] Exact significance is displayed for this test.

ولكـن هـذا المخـرج أقـل معلوماتيـة مـن المخـرج السـابق حيـث اكتفـي باعطـاء قيمـة Sig(P): $Sig(P) = 0.004 < 0.05$, وعليه نرفض H0 بمعني ان الاتجاه نحـو أطفـال الشـوارع يتغيـر مـن الاتجـاه السـلبي الـي الايجـابي وعلـي ذلـك للبرنـامج أثـر علـي تغير الاتجاه.

ولكن اضـغط click Double بـالموس علـي هذا المخـرج النـاتج Hypothesis Test Summary يعطـي معلومـات تفصـيلية احصـائية وكـذلك العـرض البيـاني Bar graph ، حيـث يـتم عـرض شـكل بيـاني للخلايـا 0 ، 1 اي سـلبي ← موجـب وللخليـة 1 ، 0 اي من موجب ← سالب كالاتي:

Related-Samples McNemar Change Test



Total N	38
Test Statistic	7.562
Degrees of Freedom	1
Asymptotic Sig. (2-sided test)	.006
Exact Sig. (2-sided test)	.004

والواضح ان المخرج اعطي قيمة الاختبار 7.562 وهي اختلفت عن قيمته في تنفيذ الاختبار بالطريقة الاولي 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 كالاتي:

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 فاى 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 x^2 للاستقلالية ويمكن استخدام φ بدلاً من احصاء x^2 لمتغيرين تصنيفين 2×2 للاستقلالية، والتصنيفية الحقيقية تعنى ان الفرد يصنف اما ذكرا او انثى، ناجح او راسب وليس بينهما تصنيف اخراو 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 :

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

* بين القوسين التكرار المتوقع

الخطوات البحثية:

1. **سؤال البحث:** هل توجدعلاقة 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 φ

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفرض الاحصائية:**

H0 : لا توجد علاقة بين السعادة والتوظيف فى المجتمع

HA :توجد علاقة بين السعادة والتوظيف فى المجتمع

2. **الاختبار المناسب ومسلماته:** اختبار فاىφ 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 φ كالاتى:

$$r\varphi = \varphi = \frac{ad - bc}{\sqrt{ABCD}}$$

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

3. **مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار**: اعتمد الباحث على مستوى دلالة احصائية α= 0.05 ولاختبار الدلالة الاحصائية لـ φ من خلال احصاءx^2:

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

وبالكشف فى جداول x^2 بـdf = 1 , α=0.05 فان:

x^2 الجدولية = 3.841

4. **الحسابات**: ويقدر قيمة معامل ارتباط فاى كالاتى:

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

ولتحديد دلالة معامل ارتباط φ، فأننا نحول معامل ارتباط φالى احصاءx^2 كالاتى:

تقدر قيمة x^2 كالاتى :

$$x^2 = \frac{(14-10)^2}{10} + \frac{(6-10)^2}{10} + \frac{(6-10)^2}{10} + \frac{(14-10)^2}{10}$$

$$=1.60+1.60+1.60+1.60 = 6.40$$

$$\varphi = \sqrt{\frac{x^2}{N}} = \sqrt{\frac{6.40}{40}} = 0.4$$

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

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

5. **القرار والتفسير**: بما ان **x^2 المحسوبة (6.40) > x^2الجدولية (3.01)**، اذاً نرفض الفرض الصفرى، وعليه توجد علاقة ذات دلالة احصائية بين السعادة والتوظيف.

6. **حجم التاثير**: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

احصـــائية بمعنـــى عـــدم وجـــود اســـتقلالية بـــين المتغيـــرين وبالتـــالى نحتـــاج الـــى اســـاليب او مؤشــرات تــذهب ابعــد مــن الدلالــة الاحصــائية او احصــائيات تقــيس حجــم التــاثير او قــوة العلاقة.

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

اراد باحـــث دراســـه العلاقـــة بـــين التـــدخين (يـــدخن-لا يـــدخن) والاصـــابة بالســـرطان (مصـــاب-غيـــر مصـــاب) وتـــوفرت لديـــه بيانـــات لــ 818 شـــخص ، فيمـــا يلـــى جـــزء مـــن البيانـــات كـــالاتى :

X(التدخين) : 1مدخن ، 0غيرمدخن

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

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

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

فيما يلى البيانات الاجمالية فى جدول 2×2:

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

وباتباع الخطوات البحثية وخطوات اختبارات الفروض فى المثال السابق.

وقام الباحث بحساب المتوسط والانحراف المعيارى للمتغيرين كالاتى:

$\bar{X}=0.3888$ $Sx=0.4878$

$Sy=0.3176$ $,\bar{Y}=0.8863$

$N=818$

وتقدر قيمة φ من صيغة معامل ارتباط بيرسون كالاتى:

$$\varphi = r = \frac{COVxy}{Sx\,Sy} = \frac{-0.0169}{(0.4878)(0.3176)}$$

$$\varphi=-0.1094,$$

اذاً: $\varphi^2 = 0.012$

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

$$H0 : \rho = 0 \;,\; HA : \rho > 0$$

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

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

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:

$$\varphi = \sqrt{\frac{X^2}{N}}$$

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

اذاً 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 بالسرطان٠

حجم التأثير: يعامل قيمة معامل ارتباط φ مثل معامل r وسبق عرضها فى احصاء χ^2 وهى فى هذا المثال من النوع الضعيف٠ واذا تم تربيعها تعطى التباين المفسر:

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

هذا افضل مؤشر للدلاله العملية حيث يقيس نسبة التباين المفسر فى المتغير التابع. واشار Rosenthal & Rubin (1982) الى انه فى مجال العلوم 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 الرباعىTetrachoric 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 وفقا لـ APA

اوضحت النتائج وجود علاقة دالة احصائيه حيث: $r\varphi = 0.1095$, $^2\varphi < 0.012$, $p < 0.05$

مؤشرات حجم التاثير

وتوجد عائلتين مختلفتين من مقاييس حجم التاثير كالاتى:

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

2. **مؤشــرات عائلـــة العلاقـــة (r) Measures of association**: وهـى تعكـس حجـم معامل الارتباط بين المتغيرين.

عائلـــة d: تتضـــمن مؤشـــرات المخـــاطر Risk والفـــرق odds : وهمـا مفهومـان علـى درجـة كبيـرة مـن الاهميـة مـع البيانـات التصـنيفية خاصـة جـداول 2 ×2 وتسـتخدم بصورة شائعة فى البحوث الطبية وهما تقريباً مرتبطين.

مثـــال: فـاذا افتراضـنا ان بيانـات متغيـرين تصـنيفين وهـو المعالجـة بالاسـبرين(ياخـذ – لا ياخذ) والاصابة بالازمة القلبية (الازمة – لا ازمة) كالاتى (Howell, 2013) :

	الناتج		
	تحسن ازمة قلبية	لا تحسن ازمة قلبية	
تناول الاسبرين (تجريبية)	104 A	10933 B	11037
لا تناول اسبرين (ضابطة)	189 C	10845 D	11034
$\sum$	293	21778	22071

وفـى الجـدول السـابق فـان (104/11037) 0.94% مـن الافـراد فـى المجموعـة التجريبيـة (مجموعـة الاسـبرين) و (189/11034)% 1.71 فـى المجموعـة الضابطة يعانون من ازمة قلبية.

ويوجد مؤشرين هما :

- **تقـديرات المخـاطرة Risk estimates**: تحـدد مـدى المخـاطرة بمعنـى اى فـرد ياخـذ اولا ياخـذ الاسـبرين سـوف يعـانى مـن ازمـة قلبيـة. وهـو مؤشـر للكشـف عـن حجـم التـاثير لتناول الاسبرين وتوجد عدة مؤشرات لتقديرات المخاطرة اهمها:

ا – **فرق المخاطر (RD) Risk Difference** : هو الفرق بين النسبتين الاتيتين:

$$\mathrm{RD} = \frac{A}{(A+B)} - \frac{C}{(C+D)}$$

$$=1.71\% - 0.94 = 0.77\%$$

ولـذلك فحـوالى ثلاثـة اربـاع النسـبة المئويـة هـى فـروق بـين المعـالجتين بالتـالى الفـرق فـى المخـاطرة بـين الافـراد الـذين يتنـاولوا الاسـبرين والاخـرين الـذين لـم يتنـاولو الاسـبرين حـوالى ثلاثـة اربـاع مـن الواحـد الصـحيح بالتـالى لـم تصـل %1.0 وبمعنـى ان حجـم المخـاطرة لـيس كبيـر بالتـالى فـان تنـاول الاسـبرين لـه مخـاطرة محـدودة بالتـالى نتوقـع عـدم وجـود فـروق كبيـرة بـين المعالجتين.ويشـير Ferguson (2009) الـى ان قيمـة فـرق المخـاطرة 0.04 ربما تكون دالة عملياً او اكلينكياً.

ب . نسـبة المخـاطرة(RR) Risk ratio او المخـاطرة النسـبية **Relative risk:**

وهى النسبة بين المخاطرتين:

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

$$= \frac{1.71\%}{0.94\%} = 1.819$$

وهـذا المؤشـر يحسـب مـن خـلال خـارج قسـمة النسـبتين لمقـدار التحسـن فـى المعـالجتين او المسـتوبين للمتغيرالاسـمى وبالتـالى المخـاطرة فـى حـدوث ازمـة قلبيـة جـراء عـدم تنـاول الاسـبرين يعـادل 1.8 مـرة اعلـى ممـا لـو اخـذ الاسـبرين. وقيمـة RR = 0 تشـير الـى لا فـروق فـى المخـاطرة بـين المجمـوعتين، والقيمـة اقـل مـن 1.00 تشـير الـى مخـاطرة اقـل للمجموعـة الضـابطة مقارنـة بالمجموعـة التجريبيـة، والقيمـة 2.00 تشـير الـى ان المجموعـة الضـابطة لـديها احتمـال مخـاطرة مضـاعف مـن المجموعـة التجريبيـة. فمـثلاً نسـبة المخـاطرة بالنسـبة للمـدخنين للاصـابة بسـرطان بالرئـة 23 مـرة وهـذا يعنـى ان الـذكور المـدخنين معرضـيين بالاصـابة بالرئـة باحتمـال 23 مـرة مقارنـة بـاقرانهم غيـر المـدخنين . ويقـر Ferguson (2009) ان قيمـة RR بـين 1.00 و 2.00 ليسـت ذو اهميـة عمليـة كبيـرة، وتختلـف تفسـيرها حسـب مجـال اهتمـام الـدراس فربمـا تكـون لهـا معنـى 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 التاثير r .

ج. مؤشر OR او احتمال odds: مؤشرات المخاطرة السابقة لحدوث ازمة قلبية فى مجموعة الاسبرين (التجريبية) هى عدد الذين اصيبوا بازمة قلبية وحدث لهم تحسن مقسوما على العدد الكلى من الافرادفى 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 اصيبوا بازمة قلبية وحدث لهم تحسن مقسوماً على عدد الذين لم 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 وبالتالى فلا تغير فى النتائج للمؤشرين تقريباً. ولكن هذا ليس دائما الحدوث ففى نجد ان المخاطرة بين اخذ البرنامج وعدم التعرض له فى حدوث التحسن:

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

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

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

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

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

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

بالتالى فان نسبة OR كالاتى:

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

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 الحقيقة 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 اللوغارتميةmodels Log –linear. واذا كانت قيمة $\text{OR} \leq 3$ يعتبر حجم تاثير قوى نسبياً. وعرض(2009) Ferguson حدودلحجم التاثيرلبيانات العلوم الاجتماعية لمؤشرى المخاطرة النسبية (RR) واحتمالOdds 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) لاحصاءx^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 العباره 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 التاثير فى احصاء x^2 ما لم يوجد سبب قوى لهذا الاستخدام .

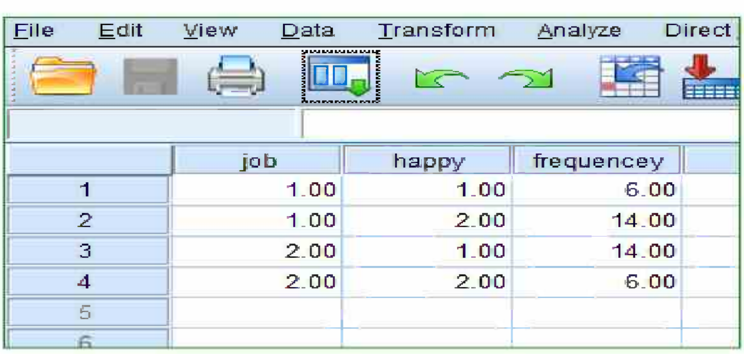
اجراء معامل ارتباط فاي φ في SPSS

اولاً: ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة بمعني يتم ادخال تصنيفات المتغيرات وتكرارها

1. Start → All programs → IBM SPSS → Statistics

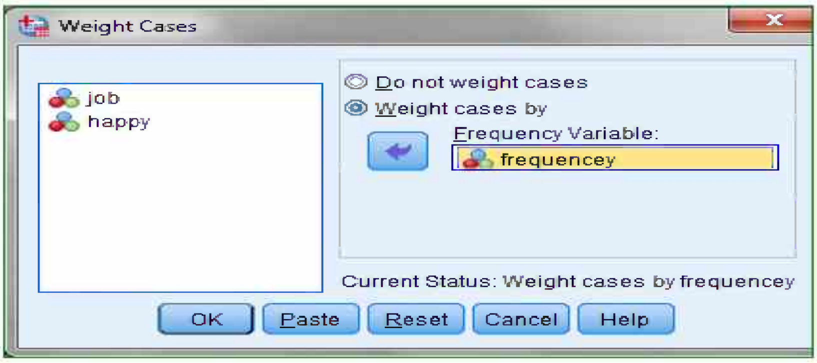
2. اضغط view Variable وسمي ثلاث متغيرات كالاتي Job (لايعمل=2 ، يعمل=1) ، happy (غير سعيد=2، سعيد=1)، Frequency

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



	job	happy	frequencey
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 Data → weight cases تظهر الشاشة الاتية:

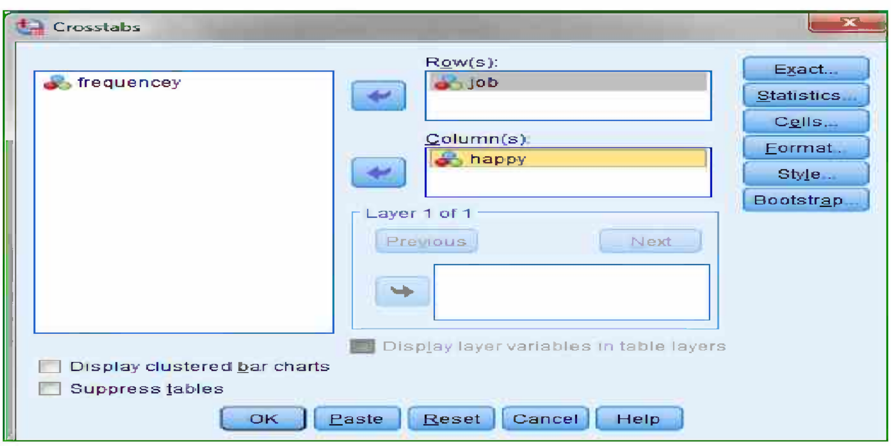


5. اضغط علي الاختيار Weight cases by

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

ثانياً : تنفيذ الامر: 1. اضغط crosstabs ← Descriptive statistics ← Analyze،

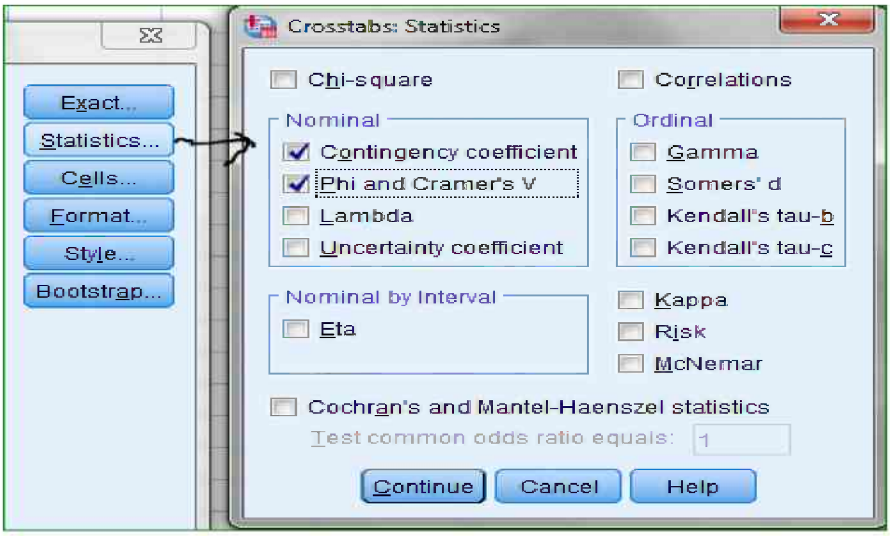
تظهر الشاشة الاتية (سبق ان ظهرت في اجراء χ^2):



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 $Phi = -0.400$، لا تضع الاشارة السالبة في الاعتبار. وهي دالة احصائياً حيث: Significance (P)=0.011 وحيث $0.011 < 0.05$

• Cramer's V = 0.400 هي مثل φ اذا كان عدد المستويات للمتغيرين لا يزيد عن 2، ومؤشرى 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 فى الخلايا وكذلك بعدد تصنيفات المتغيرات الاسميه عكس معامل التوافق (C) وتتراوح قيمته من بين 0.0 الى 1.0

اختبارات الفروض لقضية بحثية

اراد باحث دراسة العلاقه بين الجنس و تفضيل التشعب فى احد الكليات وهى كلية التربيه حيث تضم اربعة شعب هى رياضيات ولغه انجليزية ولغه عربية وعلوم، واختار عينه من 79 طالب وطالبة من الملتحقين بالكليه. وتفضيلاتهم كالاتى:

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

وأراد اختبار ما اذا كان تفضيل الشعبة والجنس معتمدين؟ أو العلاقه 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 لابارامتري، **والاختبار الاحصائي:** معامل ارتباط كرامير (V).

خطوات اختبارات الفروض الصفرية:

1. **الفروض الاحصائيه: الفرص الصفرى (H0):** لا توجد علاقه 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:

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

- χ^2 قيمة المحسوبة
- N حجم العينة.
- $[(r\ or\ c)-1]$ 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 الدلاله الاحصائية وقاعدة القرار:** مستوى الدلاله الاحصائية0.05 =α، و df = = 3 (2-1) (4-1)، اذاً قيمة χ^2 الجدولية=7.81

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

χ^2 المحسوبة≤ χ^2 الجدولية، نرفض Ho

4. **الحسابات: لابد من اتباع الخطوات الاتيه:**

- **حساب احصاء χ^2 كالاتى:**

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

$$= \frac{(6-12.3)^2}{12.3} + \frac{(21-14.7)^2}{14.7} + \frac{(5-5.5)^2}{5.5} + \frac{(7-6.5)^2}{6.5} + \frac{(11-8.2)^2}{8.2} + \frac{(7-9.8)^2}{9.8} + \frac{(14-10)^2}{10} + \frac{(8-12)^2}{12}$$

$$=10.66$$

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

5. القـــرار والتفســـير: χ^2(المحسـوبة) $10.66 >$ χ^2 (الجدوليـة) 7.81، اذاً نــرفض الفـرض الصــفرى وعليــه توجـد علاقـة ارتباطيـة دالـة احصـائياً بـين الجـنس وتفضـيل الشـعبة فى كلية التربية.

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

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

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

اذا حجم التأثير فى المثال السابق من النوع الكبير وهى علاقة قوية.

كتابة نتائج معامل كرامير فى التقارير البحثيه وفقا APA

أظهـرت النتـائج وجـود دلالـه احصـائيه $\chi^2(3,N=79)= 10.66 , p < 0.05$ اى اعتماديـة بـين الجـنس وتفضـيل الشـعبة كمـا أظهـرت النتـائج وجـود معامـل ارتبـاط دال احصـائياً بـين الجـنس وتفضـيل الشـعبة فـى كليـة التربيـة: Gramer V = 0.367 وهـو معامل ارتباط قوى بين المتغيرين.

اجراء معامل كرامير (V) فى برنامج SPSS.

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

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

2. ادخل البيانات كما في الشكل الاتي:

	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			

3. اضغط Data → weight cases

4. اضغط علي Weight cases by وانقل Frequency الي مربع FrequencyVariable 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 فى 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, χ^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 Ho بالتالي توجد علاقة بين الجنس والشعبة المفضلة وهي:

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

لاحظ ان φ 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 الضرورى 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 تامة)،

بكلمات أخرى كلما اقتربت القيمه من الصفر يدل على علاقه ضعيفة وكلما اقتربت من 1.00دل 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 يساوى1.00.

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:

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

واذا كان الجدول 3×3 فان:

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

وعلى ذلك فأن 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 عن5.
- 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 وحريته 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 الاتية:

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 علاقه بين الجنس وتفضيل الشعبة فى الثانوية العامة؟

2. **فرض البحث:** توجد علاقه 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 لاتتطلب 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 في الثانوية العامة في المجتمع.

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

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

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

- χ^2 قيمة الاختبارالمحسوبة.
- 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:

$$df = (C-1)(r-1)$$
$$= (2-1)(2-1) = \mathbf{1}$$

3 . **مستوى الدلاله الاحصائي وقاعدة القرار:** الباحث تبنى مستوى دلالة احصائية α =0.05 ، وبالكشف في جداول χ^2 بـــ df=1 ، α=0.05 ، اذاً فالقيمه الحرجة (الجدولية)=3.841. ويمكن اختبار الدلاله الاحصائيه 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 :

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

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 الدلاله يمكن بالنظر الى تكررات الخلايا فتلاحظ 40 طالب ذكر كانت تفضيلاتهم علمى و 33 طالبة انثي كانت تفضيلاتهم ادبي ، اذاً كون الطالبه ذكر يفضل علمى وكون الطالبة انثي تفضل ادبي.

تنفيذ معامل ارتباط التوافق في SPSS

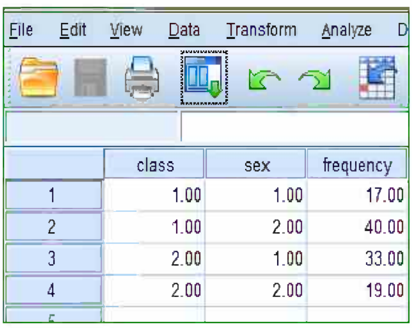
اولاً: ادخال البيانات في ضوء الحالات الموزونة (ادخال تصنيفات المتغيرات وتكرارها)

1. اضغط Variable view (اسفل الشاشة الافتتاحية)

2.تحت عمود Name اكتب مسمي المتغيرات كالاتي:

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

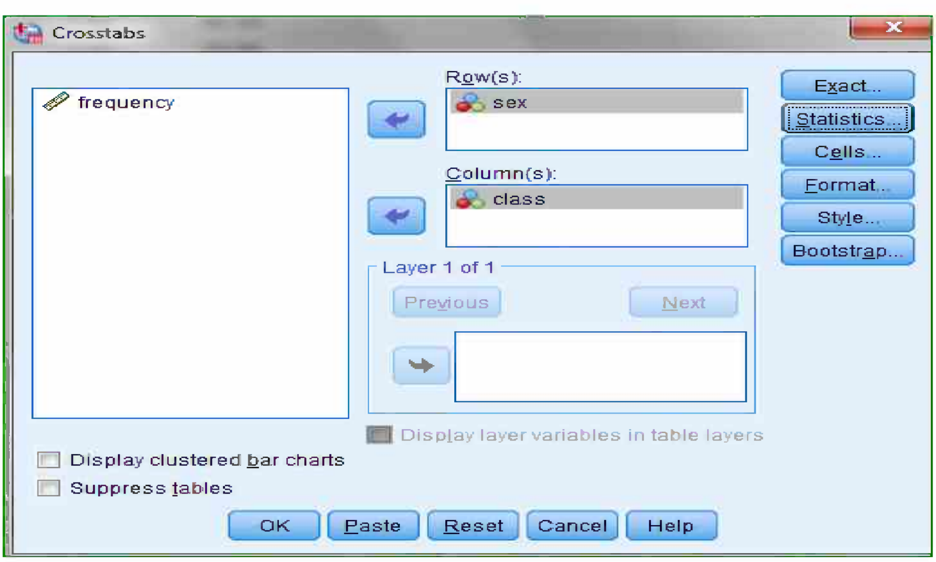
3.اضغط Data view يظهر ثلاث متغيرات في ثلاثة اعمدة :



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

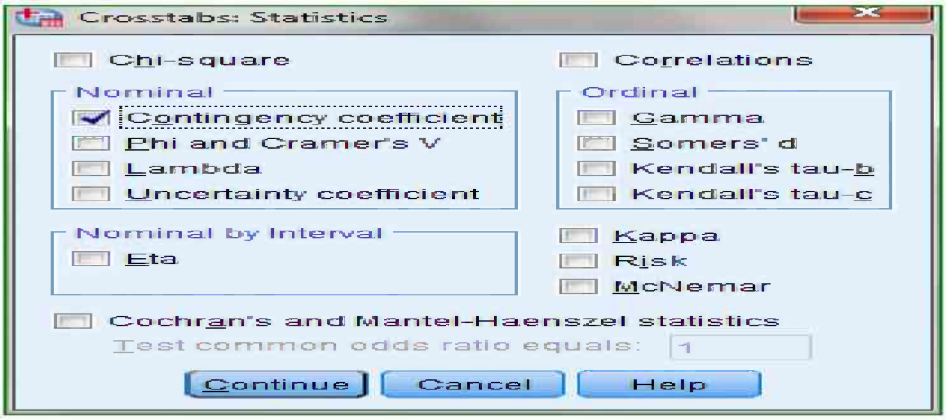
ثانياً: تنفيذ الامر: 1.اضغط Analyze → Descriptive statistics → Crosstabs تظهر الشاشة:



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:(α)0.01 < (P)0.00 ، ولكن ما الفرق بين معامل الارتباط φ ومعامل الاقتران C ؟، بالرجوع الي تنفيذ الامر واضغط في مربع Nominalعلي Phi and Cramer V يعطي المخرج:

Symmetric Measures

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

يتضـح ان 0.337 = Phi (تجاهـل الاشـارة السالبة) يحـدد قـوة العلاقـة بـين المتغيـرين الاسميين وحساباته: $\varphi = \frac{\chi^2}{N}$، بينما C يحدد درجة وقوة العلاقة.

الفصل الثامن

معامل ارتباط سبيرمان الرتبي

Spearman rank order correlation coefficient

فـي بعـض القضـايا البحثيـة وكـذلك بعـض التجـارب تكـون النـواتج أو القياسـات عبـارة عـن رتـب كدراسـة العلاقـة بـين تقـدير الكليـة والترتيـب فـي الاسـرة او اعطـاء تقـديرات للمتغيـرات فـي التجربـة مثـل جيـد – مقبـول – ضـعيف، وعلـي ذلـك فـان القياسـات تتبـع مـن مسـتوي القيـاس الرتبـى ويوجـد اسـاليب شـائعة لتقـدير الارتبـاط بـين متغيـرين رتبـين اهمهمـا معامـل الارتبــاط ســبيرمان الرتبــي ومعامــل ارتبــاط كنــدال تــاو وكــذلك يســتخدم معامــل ارتبــاط سـوميرSomer index d statistics ولتقـدير العلاقـة لهـذه البيانـات تسـتخدم مقـاييس علاقة متنوعة اهمها:

الهدف: يهـدف الـي تحديـد درجـة العلاقـة بـين متغيـرين رتبـين وعنـدما تسـتخدم صـيغة معامـل ارتبـاط بيرسـون مـع بيانـات رتبيـة فـان النـاتج معامـل ارتبـاط سـبيرمان هـو احصـاء لابـارامترى لتكمـيم العلاقـة بـين متغيـرين مـن مسـتوي القيـاس الرتبـي ويأخـذ قـيم تتـرواح مـن 1.00− الـي 1.00+ . ويسـتخدم معامـل ارتبـاط سـبيرمان كبـديل لمعامـل ارتبـاط بيرسـون فى موقفين:

- لتقدير العلاقة بين متغيرين X، Y وكلاهما ينبع من مستوي القياس الرتبي .
- لتقـدير العلاقـة بـين متغيـرين X ، Y مـن مسـتوي القيـاس الفتـري او النسـبي ولكـن لا تتحقـق مسـلمات معامـل ارتبـاط بيرسـون خاصـة الخطيـة وذلـك لان معامـل ارتبـاط بيرسون هو مقياس لدرجة العلاقة الخطية بين المتغيرين.

ومعامـل سـبيرمان (رو)Spearman(rho) ويأخـذ الرمـز rs ويقـدرrs مـن خـلال تطبيـق صـيغة معادلـة معامـل ارتبـاط بيرسـون للبيانـات الرتبيـة ولكـن فـي حالـة وجـود رتـب متشـابهة(مكررة) فـان صـيغة بيرسـون لا تعطـي نفـس النتـائج (Howell, 2013)، وعليـه 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 التحصيل Y	درجة تقدير الذات X
1	1
3	1
2	3
6	4
4	5
7	6
8	7
5	8

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 : فتري ولكن يحول الي رتب لعدم توافر شرط الخطية اللازمة لمعامل ارتباط بيرسون وعليه فإن: تقدير الذات : رتبي – منفصل، التحصيل : فتري يحول الي : رتبي – منفصل.

4. منهج البحث: تصميم البحث الارتباطي.

5. النمـوذج الاحصـائي: النمـوذج البسـيط ويسـتخدم الاحصـاء اللابـارامتري، الاحصـاء المستخدم: معامل ارتباط سبيرمان الرتبى.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفـروض الاحصـائية:** الفـرض الصـفري(H0): لا توجـد علاقـة بـين تقـدير الـذات والتحصيل فى المجتمع.

$$\rho = 0.0$$

الفـرض البـديل (HA) : توجـد علاقـة بـين تقـدير الـذات والتحصـيل او توجـد علاقـة بـين رتب تقدير الذات ورتب التحصيل فى المجتمع.

$$\rho = 0.0$$

- ρ معامل ارتباط سبيرمان في 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 الدرجةX_i ، R_Y رتبة الدرجةY_i
- n عدد ازواج الرتب (العينة).

ومسلماته:

- البيانات للمتغيرين من مستوى رتبي.
- العينة مختارة عشوائياً.

3. **مسـتوي الدلالـه الاحصـائية وقاعـدة القـرار:** عنـد تحديـد قاعـدة القـرار لمعامـل ارتبـاط بيرسـون يفتـرض تـوافر الاعتداليـة والتجـانس لاعطـاء اختبـار دلالـة r او حـدود الثقـة ولكـن

مـع الرتـب فـان البيانـات لا تتـوزع اعتـدالياً ولـذلك لا توجـد طريقـة مقبولـة او متفـق عليهـا لحسـاب الخطـأ المعيـاري لــ r_s للعينـات الصـغيرة وعليـه فـان حسـاب حـدود الثقـة لــ r_s غيـر عملـي ولكـن توجـد بعـض المجلـدات التـي تعـرض جـدول القـيم الحرجـة لـمعامل ارتبـاط بيرسـونr_s ولكـن لعينـة $28 < N$ وهـذه الجـداول تكـون تقريبيـة r_s ولكـن اسـتخدام معامـل ارتبـاط سـبيرمان دائمـاً يكـون لعينـات صـغيرة وعليـه يـري (2013) Howell عـدم وجـود اختبـار جيـد للدلالـة الاحصـائية لـr_s ولكـن معظـم البـاحثون يتبعـون قاعـدة القـرار كمـا هـو الحـال فـي معامـل ارتبـاط بيرسـون. ولكـن (2015) Privitera عـرض جـزء مـن جـداول معامـل ارتبـاط سـبيرمان لحجـم عينـة تبـدأ مـن 4 حتـى 100. حيـث تكـون قاعـدة القـرار فـي ضـوء $\alpha= 0.05$ ، واختبـار ذو ذيلـين،وحجـم عينـة $(N) = 8$ فـان قيمـة r_s الحرجـة =0.738. وعليـه اذا كانـت r_s المحسـوبة $< r_s$ الحرجـة نـرفض H0. ويمكـن اتخاذ قاعدة قرار اخري في ضوء معامل بيرسون حيث $\alpha= 0.05$ و $df = 8 - 2= 6$ ولاختبارذو ذيلين فإن r: الحرجة=0.707

ويقتـرح (1989) Ferguson & Takane بأنـه يمكـن حسـاب دلالـة ρ مـن خـلال اختبـار T لعينـة تسـاوى 10 فـأكثر حيـث ان $\alpha= 0.05$ و $df = 6$ ولاختبـار ذو ذيلـين فان: T الحرجة =2.447 .

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

- رتـب درجـات كـل متغيـر علـي حـده (R) ولاحـظ اذا وجـدت رتـب متشـابهة فخـذ متوسط هذه الرتب لقيم الدرجات المناظرة لها.
- احسب الفرق بين رتب درجات المتغيرين (D).
- ربع فروق الرتب D^2.
- احسب معامل ارتباط سبيرمان rs 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 المتغيرX متوسط رتبتهما: = $\frac{2+3}{2}$ =1.5

بالتعويض في القانون:

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

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 لـr_s كالاتى:

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

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

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

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

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

اذاً: 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) وهى:

حجم تأثير ضعيف	**$0.1 \leq r < 0.3$**
حجم تأثير متوسط	**$0.3 \leq r < 0.5$**
حجم تأثير كبير	**$r \geq 0.5$**

وبالتالى 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. واشار Linebach, Tesch,& Kovacsiss (2014) الى انه يمكن تحويل قيمة r_s الى قيمة اختبار T كالاتى:

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

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

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

فإن القيمة الجدولية لـTهى 2.447 وعليه فإن:

القيمة المحسوبة(2.93) > القيمةالجدولية(2.447)، بالتالى نرفض الفرض الصفرى.

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

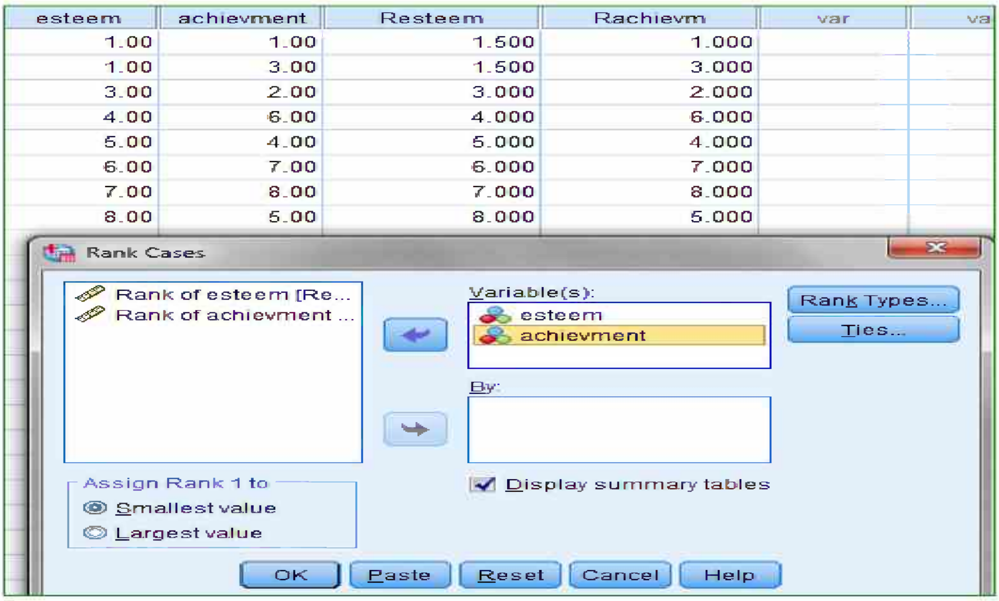
2. اضغط Data view يظهر متغيرين في عمودين، ابدأ في ادخال البيانات.

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:



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

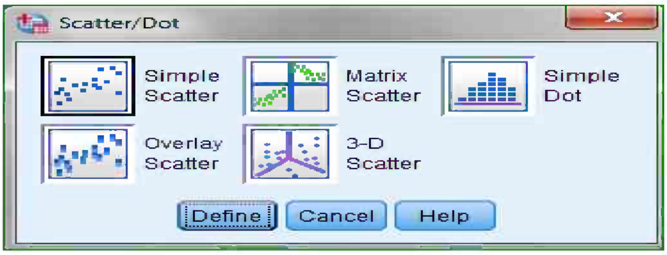
4. اضغط علي achievement ثم اضغط لـ وانقله الي مربع Variables

5. فـي مربـع Rank Assign اختـار value Smallest (هـي منشـطة بـدون ان تطلبها)

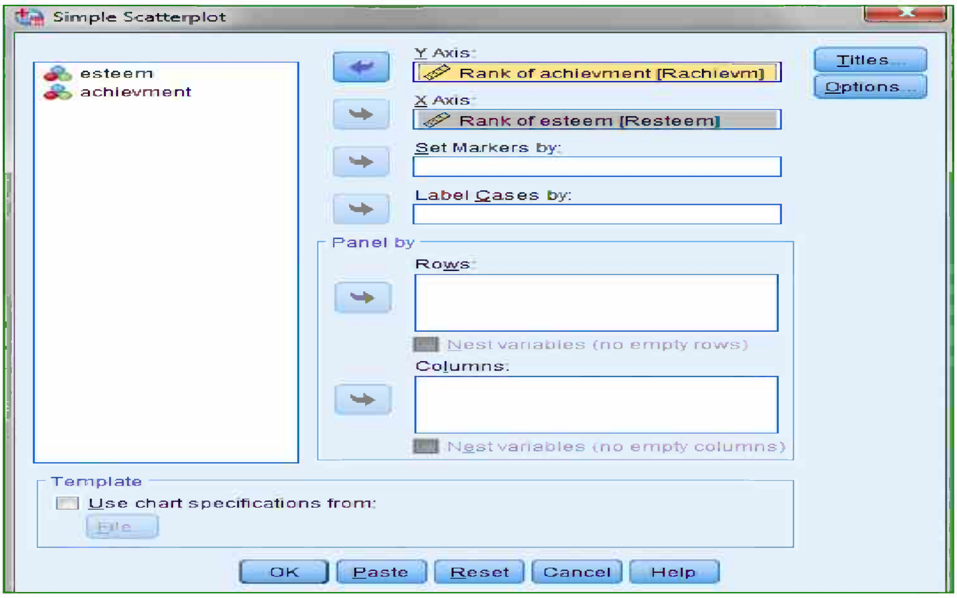
6. اضغط OK

المخـرج: انظـر الـي ملـف البيانات(الشاشـة السـابقة) نلاحـظ انـه انشـئ متغيـرين جديـدين Resteem , Rachiev وهما عبـارة عـن رتـب المتغيـرين ،بعد ذلـك تحقـق مـن الخطيـة علي رتب المتغيرين من خلال امر Scatter Plot وينفذ كالاتي:

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



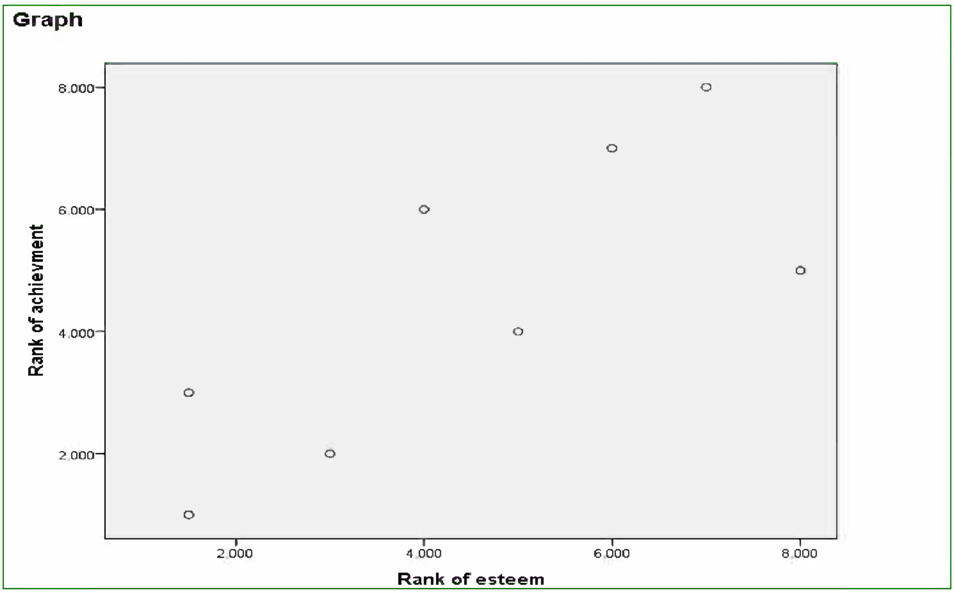
2. اضغط علي Simple Scatter ثم اضغط Define تظهر الشاشة الاتية:



3. انقل لـResteem الي مربع X Axis

4. انقل لـRachiev الي مربع Y Axis

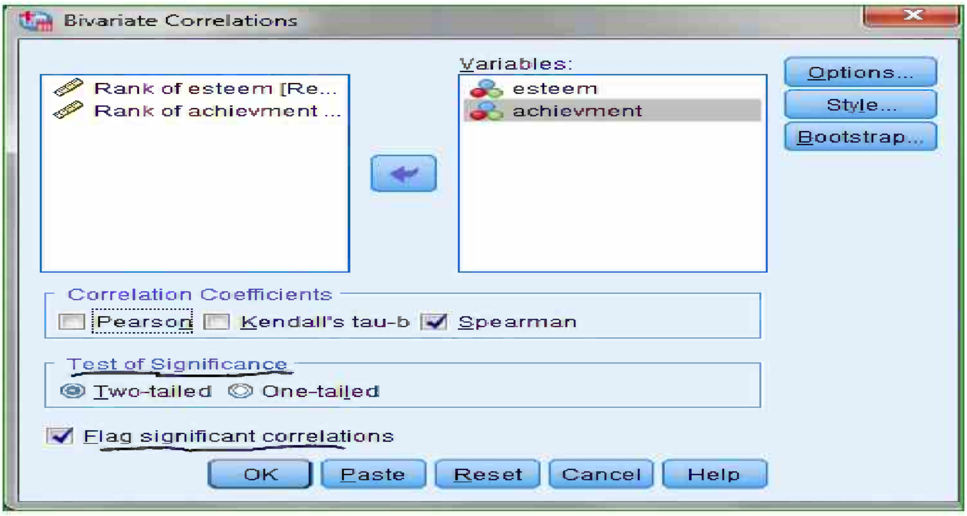
5. اضغط OK، يظهر الشكل البياني الاتي:



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 على قائمةAnalyze → Correlate → Bivariate تظهر الشاشة:



2. اضغط على esteem وانقله لـ الى مربع Variables

3. انقل الـachievement الى مربع Variables

4. اضغط على 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: $0.05 < P\ (0.027)$
- 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 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 مرغوبية 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 الفعلى، 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 Invenersions للرتب.

يستخدم كبديل لمعامل ارتباط سبيرمان عندما يوجد قواعد بيانات صغيرة مع وجود رتب مكررة (متشابهة) بمعني 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 $\tau a, \tau b, \tau c$ معامل ارتباط Kendall tau, الاختبار هو كيندال، فاختبار كيندال τb يستخدم للجداول المربعة اى اذا كان للمتغيرين نفس العدد من المستويات مثل 2 X 2 أو 3 X 3 وبينما كندال τc يستخدم للجداول المستطيلة و حيث ان المتغيرين لهم عدد مختلف من التصنيفات مثل 3 X 2 أو 4 X 3 .

وهذه الصيغ الثلاثة $\tau a, \tau b, \tau c$ لها نفس البسط والاختلاف فى عدد الازواج التى لها رتب فى نفس الاتجاة Concordant وعدد الازواج التى لها رتب فى اتجاه

معاكس discordant . فالمقام في الصيغة τa هو العدد الكلي من الازواج والقضية في حساب τa هو الرتب المتشابهة Ties والمقام في الصيغة τb ياخذ في اعتباره الازواج من الرتب المتشابهة في احد المتغيرات بينما لا تاخذ 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 التراتيب 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 الثانى

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. **النمـــوذج الاحصـــائي**:احصـــاء النمـــوذج البســـيط اللابـــارامتري، والاختبـــار المناســـب: 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) : تقـديرات المحكـم الاول وتقـديرات المحكـم الثـاني معتمـدين او توجـد علاقـة بـين تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثاني.

2. **الاختبـار المناسـب ومسـلماته**: اختبـار كينـدال تـاو ويتحـدد بالصـيغة الاتيـة (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 المعيارى لكيندال τ كالاتى:

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

3. مستوي الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث ومستوي الدلالة الاحصائية α =0.05 ، ويكون التوزيع العينى اعتدالى اذا كان 10 $\geq$ N هذا يسمح باستخدام التوزيع العينى التقريبى لكيندال τ باستخدام التقريب الاعتدالى لـ Z.

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

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

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

وهى 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 الصفرى.

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 داعى لاعادة الترتيب ويحسب المعكوسات علي المتغير الاخر وفي البيانات السابقة الحالة لا يوجد ترتيب من الاصغر للاكبر لاحد المتغيرات وعليه فلابد من اعادة الترتيب.

ويمكن تلخيص خطوات حسابه بالاتى:

أ – رتب الملاحظات او الدرجات على المتغير x من 1 الى N ورتب الملاحظات او الدرجات على المتغير Y من 1 إلى N .

ب – أعـد ترتيـب مجموعـة الرتـب لـ X لتكـون فـى ترتيبهـا الطبيعـى 1، 2 ، 3 ، N............ .

جـ – انظر إلى رتب Y بعد ترتيب X وحدد قيمة S فى ضوء رتبY .

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-

وعلـي ذلـك فـان المتغيـر X لـه ترتيـب طبيعـي ومرتـب مـن ثـم فـان عـدد المعكوسـات تقـدر فـي ضـوء المتغيـر Y وللرتبـة1 نقدر عـدد الرتـب التـى اعلـى منهـا وتطـرح منهـا الرتـب التـي اقـل منهـا فبالنسـبة للرتبـة 1 فـى رتـب المتغيـر Y نجـد أن عـدد الرتـب التـى تمثـل الاتفـاق (أكبـر منهـا)11 وعـدد الرتـب التـى تمثـل عـدم الاتفـاق (اقـل منهـا) صـفر. وبالنسـبة للرتبـة 5 فـى Y نجـد ان عـدد الرتـب التـى تمثـل (الاتفـاق) اكبـر منهـا 7 وعـدد الرتـب التى 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:

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

$$= \frac{0.67}{\sqrt{\frac{2(2\times12+5)}{(9)(12)(12-1)}}} = 3.03$$

5. القرار والتفسير: اذاً Z المحسوبة = 3.03، والقيمة االاحتمالية 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 (τ) 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 :

$$TY,x=\frac{1}{2}\sum t\,(t-1)$$

حيث Tx عدد الملاحظات المتشابهة في اي مجموعة متشابهة للمتغير X

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

TY عدد الملاحظات المتشابهة في اي مجموعة المشابهة للمتغير Y

مثال : لتراتيب تقديرات المحكم الاول وتقديرات المحكم الثانى

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

لاحظ ان 1.5 ، 1.5 هى فى الاصل 1 ، 2 وتم أخذ متوسطى الرتبتين 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 ضوءY كالاتي:

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

حيث : (3−0) للرتبة 12 تعنى وجود ثلاثة تراتيب اصغر منها التى تليها و(0) عدد الرتب الاكبر من 12

ثم بعد ذلك نحددTx و T_Y:

$$Tx = 0$$

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

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

وعليه فان: $25Tx = 0$, $TY = 3$, $= Ns,= 12$

وبالتعويض فى المعادلة :

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

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

وقد يتساءل البعض ما الفرق بين معامل ارتباط سبيرمان rs ومعامل ارتباط كيندال τ؟، للاجابة 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 الذى 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 الرئيسى بينهما ان نتائج معامل ارتباط كيندال تستخدم فى تقدير معامل الارتباط الجزئىcorrelation Partial بينما لا تستخدم قيمة معامل ارتباط سبيرمان فى تقديره، وعلى الرغم من ذلك فإن كلاً من المعاملين لهما نفس القدر من المعلومات والكفاءة النسبية فى اختبارات الفروض ولهما

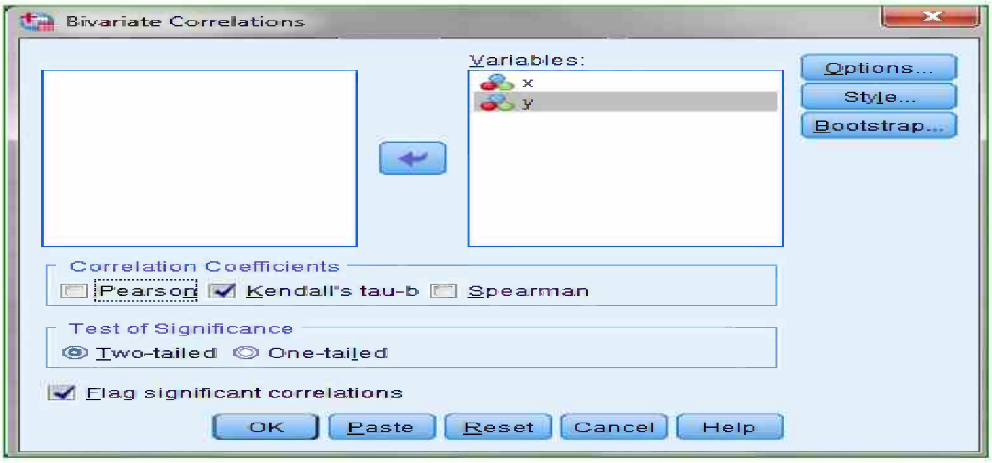
نفس القوة للكشف عن وجود العلاقة في المجتمع . فكلاهما يرفض الفرض الصفرى عند نفس مستوى الدلالة الاحصائية.

تنفيذ معامل ارتباط Kendall's Tau فى 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 Kendalls 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	.667**
		Sig. (2-tailed)	.	.003
		N	12	12
	y	Correlation Coefficient	.667**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.003	.
		N	12	12

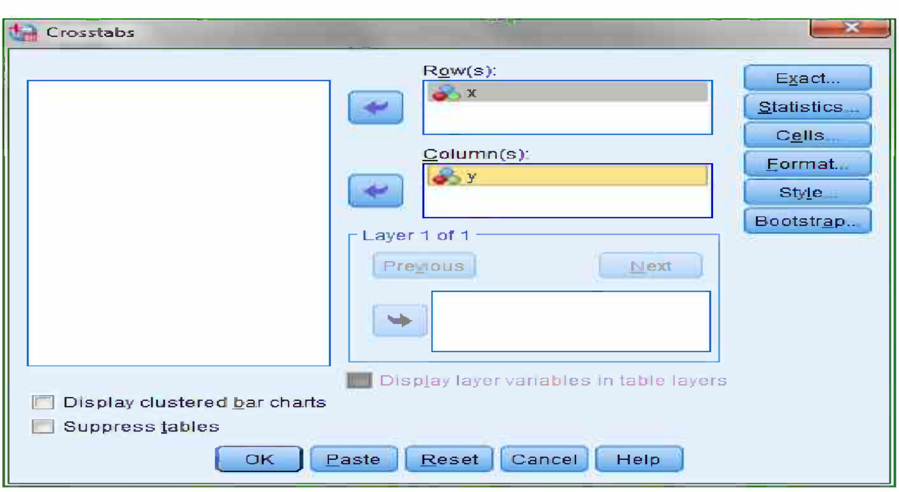
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

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 الصفرى H_0 وبالتالي يوجد ارتباط او اتفاق بين تراتيب X وتراتيب Y، ومعامل الارتباط قوي وطردي. ومعامل ارتباط سبيرمان لهذه البيانات: $r_s = 0.818$ ، بالتالي حدث تعارض بين قيمتي معامل الارتباط ولكن التقدير الدقيق لصالح كيندل تاو.

طريقة اخرى: 1.اضغط Analyze → Descriptive statistics → Cross tabs تظهر الشاشة الاتية:

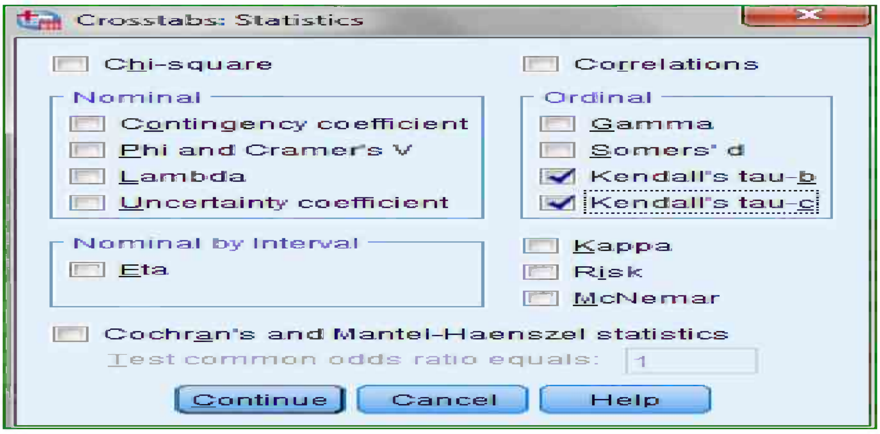


2. انقل X الي مربع Row(s)

3. انقل Y الي مربع Column(s)

4. اضغط Statistics علي

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.

اعطـي نفس القيمـة لـ Kendall's tau-b, c وهـي 0.667 ويحـدث اخـتلاف بينهمـا اذا وجـدت رتـب متشـابهة لا يمكـن لـ Kendall'sc اجـراء تصـحيح للرتـب المتشـابهة. وان قيمـة Approximate Sig = 0.000 وعليـه يوجـد اتفـاق او ارتبـاط دال احصـائياً عنـد 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 فتري 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(2014) linebach et al.

تم عرض 100 طالب فى اختبار قبول لبرنامج رياضى فى مؤسسة رياضية على ثلاثة محكمين وكانت تقديراتهم من1 حتى 5 كالاتى:

الطالب	المقدر الاول	الرتبةR1	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

- R_1 ترتب تقديرات المحكم الاول.
- R2 تراتيب تقديرات المحكم الثاني.
- R_3 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:

$$Ti = \sum t^3 - t$$

والصيغة السابقة تستخدم فى حالة وجود رتب متشابهة وفي حالة عدم وجود رتب متشابهة فان الصيغة تكون كالاتي (1956) Siegel:

$$W = \frac{\sum\left(R_i - \frac{\sum R}{N}\right)}{\frac{1}{12}K^2(N^3 - N)}$$

او الصيغة الاتية(2014) Miller:

$$W = \frac{12\ \sum(R - \frac{\sum R_i}{N})}{k^2 N(N^2-1)}$$

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) هى 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:

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

ودرجات 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 كالاتى:

اذا كانت χ^2 المحسوبة $\leq \chi^2$ الحرجة نرفض H0

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:

$$Ri^2=73441+59292.25+15750.25+930.25+9409+.........+31152.25+14884 = \mathbf{2949671}$$

وحيث يوجد رتب مكرر او متشابهة وهذا يؤثر على قيمة w ولحساب Ti كالاتى:

$$Ti = (t^3-t)$$

فالمقدر الاول لديه 5 قيم متشابهة وهي القيمة 1 وتكررت 20 مرة و اصبحت رتبتها هي 10.5.

والقيمة 2 تكررت 23 مرة واصبحت رتبتها 23

والقيمة 3 تكررت 29 مرة واصبحت رتبتها 58

والقيمة4 تكررت 18 مرة واصبحت رتبتها 81.5

والقيمة 5 تكررت 10 مرات واصبحت رتبتها 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 رتبتها 30.5

والقيمة 3 تكررت 29 مرة بالتالي رتبتها 59

والقيمة ٤ تكررت 13 مرة بالتالي رتبتها 80

والقيمة 5 تكررت 14 مرة بالتالي رتبتها 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 رتبتها 11.5

القيمة 2 تكررت 24 مرة بالتالي رتبتها 34.5

القيمة 3 تكررت 26 مرة بالتالي رتبتها 59.5

القيمة 4 تكررت 19 مرة بالتالي رتبتها 82

القيمة 5 تكررت 9 مرات بالتالي رتبتها 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 بـW كالاتي :

$$\chi^2=K(N-1)W = 3(100-1)0.92058=273.41$$

5. **القرار والتفسير**: بما ان:

$$\chi^2_{\text{المحسوبة}}\ (273.41) > \chi^2_{\text{الجدولية}}(123.23)$$

وعليه نرفض الفرض الصفري بالتالي يوجد اتفاق قوي بين المقدرين الثلاثة فيما يخص تقديراتهم لقبول100 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 سبيرمان rs وكذلك لاختبار فريدمان للقياسات المرتبطة حيث يمكن تقدير w من قيمة χ^2الخاصة باختبار فريدمان كالاتي(Miller, 2014):

$$W=\frac{\chi^2}{K(N-1)}$$

ويمكن استخدام قيمة W كمؤشر لحجم التأثير في أختبار فريدمان.

وكذلك يمكن حساب معامل التوافق لكيندال (W) من معامل ارتباط سيرمان rs كالاتي:

$$W=\frac{(k-1)r_s+1}{k}$$

- rs متوسط معامل ارتباط سبيرمان بين كل زوج من قياسات المقدرين عندمالا توجد رتب مكررة.
- kعدد المقدرين.

6. حجم التأثير: بأعتبار أن W احد مقاييس العلاقة فقيمته هي حجم التأثير حيث اذا كانت قيمته:

$0.1 < W < 0.3$ حجم تأثير منخفض

$0.3 < W < 0.5$ حجم تأثير متوسط

$W \geq 0.5$ حجم تأثير قوي

كتابة نتائج أختبار كيندالW في تقرير البحث فقاً لـAPA

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 للأتفاق

Kappa Coefficient

يعتبر قياس درجة الإتفاق بين المحكمين أو المقدرين احصاء على درجة كبيرة من الأهمية ولا يستند على احصاء x^2 ولكن يستخدم جداول الاقتران ويشار إليه بـ (Cohen, 1960) Cohen's Kappa 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 وتناقض 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 لكيندلW.

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 أتفاق 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 Statistics Bivariate والإحصاء المستخدم هو لابارمترى و**الإختبار الأحصائى:** معامل الاتفاق كابا (K)

خطوات إختبارات الفروض الصفرية

1. **الفروض الإحصائية:**

H0: يوجد أتفاق بين المحكمين

HA:لايوجد 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

اتفـاق منخفضــة مــع دلالــة إحصــائية تعتبــر عمليــة خطيــرة فــى اتخــاذ القــرار خاصــة إذا اعتبرنـا أن معامـل كابـا هـو مؤشـر لثبـات التقـديرات فـلا معنـى للدلالـة الإحصـائية لمعامـل الثبـات ولكـن تعتبـر القيمـة فـى حـد ذاتهـا لهـا معنـى فـى الحكـم علـى جـودة وثبـات تقـديرات المحكمـين وعلــى الـرغم مــن ذلــك فــإن Cohen وزملائــه قــاموا بــإجراء اختبــارات الدلالــة الإحصـائية لهـذا المؤشـر ولكـن اشــار(Howell (2013 إلـى ان الدلالـة نـادراً مـا تسـتخدم وتسـاءل لـو أن معامـل كابـا مـنخفض بدرجـة كبيـرة مـع دلالـة احصـائية فمـا فائـدتها فـى هـذه الحالـة لاداعـى لإجـراء خطـوات اختبـارات الفـروض السـابقة المتبعـة مـع معظـم الاختبـارات الاحصــائية الاســتدلالية ولــذلك يكــون الاهتمــام منصــب حــول حســاب قيمــة معامــل كابــا وتفسير قيمته.

2. الحســـابات: بــالنظر فــى جــدول البيانــات نلاحــظ ان مجمــوع لامشــاكل ســلوكيه 16 مراهــق واتفــق المحكمــان علـــى أن 15 مراهــق لا يعــانوا مــن مشــاكل ســلوكية، بينمــا يوجدشـخص واحـد صـنفه احـد المقـدرين علـى أنـه يعـانى مـن مشـاكل سـلوكية داخليـة، بينمـا لا يوجد أى مراهق يعانى من مشاكل سلوكية خارجية.

وعليــك ان تتأمــل الخلايــا القطريـــة فـــى المصـــفوفة (15,3,3) وهـــى تعكـــس الاتفـــاق بـــين المحكمـــين بينمـــا الخلايـــا الأخـــرى فـــوق وتحـــت الخلايـــا القطريـــة تعكـــس عـــدم الإتفـــاق والمــدخل البســيط (غيــر الأفضــل) للتعامــل مــع هــذه النوعيــة مــن البيانــات حســاب نســبة الإتفاق agreement Percentage كالآتى:

نسبة الإتفاق = عدد الافراد فى الخلايا القطرية مقسوما على العدد الكلى

$$A = \frac{15+3+3}{36} = 0.70 = 70\%$$

بمعنــى ان نسـبة الإتفـاق بـين المحكمـين 70% ، ولكـن هـذا الإحصـاء يعـانى مـن عـدة محــددات فالغالبيــة مــن المــراهقين فــى الغالــب لا يعــانون مــن مشــاكل ســلوكية ويمكــن أن يكـون كـلاً مـن المحكمـين متحيـزين نحـو تصـنيف عـدم وجـود مشـاكل سـلوكية عـن بقيـة التصنيفات الأخرى.

فإحتمالية عدم وجود مشاكل سلوكية للمحكم الأول: $0.53 = \frac{163}{30}$

وإحتمالية عدم وجود مشاكل سلوكية للمحكم الثانى: $0.67 = \frac{20}{30} =$

فإحتمال ان المحكمان لهم نفس التصنيف (لا مشاكل):

$$=0.53\times0.67=0.36$$

بالتالى يوجد احتمال لحدوث حكم أو تقدير بالصدفة او بالخطا:

$$=0.36\times30=10.67$$

ولذلك أقترح (1960) Cohen مقياس لتصحيح الصدفة للإتفاق(تصحيح نسبة الإتفاق من الصدفة) وهو معامل كابا ولحسابه لابد من اتباع الخطوات الاتية:

1. حساب التكرارات المتوقعه لكل تكرار ملاحظ فى الخلايا القطرية ويتم تقديرها كما فى اختبار x^2 و بفرض وجود استقلالية بين المحكمان فإن:

fo	fe
15	$\frac{20\times16}{30}=10.67$
3	$=\frac{6\times6}{30}=1.2$
3	$=\frac{8\times20}{30}=1.07$

ويتم حساب المعامل Kappa من المعادلة الآتية:

$$K=\frac{\sum f_0-\sum f_e}{N-\sum f_e}$$

حيث: $\sum fo$ مجموع التكرارات الملاحظة فى الخلاية القطرية كالآتى: fo=15+3+3=21

$\sum fe$ مجموع التكرارات المتوقعة فى الخلايا القطرية وهى :

$$fe=10.67+1.2+1.07=12.94$$

عندئذ فإن :

$$K=\frac{\sum f_0-\sum f_e}{N-\sum f_e}=\frac{21-12.94}{30-12.94}=\frac{8.06}{17.06}=0.47$$

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 كابا 47% وهى منخفضة وتشير إلى اتفاق بدرجة متوسطة.

حجم التاثير

وأشار (2014) Miller إلى تفسير معامل كابا مشابهاً لتفسير معامل ارتباط بيرسون وفيما يلي حدود القطع لتفسيره:

جدول (1.11): حدود القطع لتفسير معامل كاباK لـ 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 الاشارة لعينتين مرتبطتين

Sign test for two Related Samples

معظم الإجراءات الإحصائية البارمترية تتضمن تقدير معلم أو اكثر 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 بارامتري.

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 اللابارمترية. ويشير Howell (2013) إلى أن هذه الفئة من هذه الإختبارات تتدرج تحت تصنيف الإختبارات Re-sampling tests. والمنطق فى استخدام الأساليب اللابارمترية 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 اللابارمترية 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 يعتقده بعض الباحثين فى مجال العلوم النفسية التربوية وعليه ففى حالة عدم تحقق الإعتدالية فيجب تحويل الدرجات إلى رتب واستخدام احصاء لابارامترى.

ويشير (2013) Howell إلى هؤلاء الذين يفضلون استخدام الإختبارات البارمترية في أى حالة لا ينكرون أن الاختبارات اللابارمترية أكثر ليبرالية وحرية في 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 اللابارامتري فانه يرفض الفرض الصفري مقارنة بالأختبار اللابارامتري حيث يمكن ان يفشل في رفض الفرض الصفري.

وإذا كان التوزيع أعتدالي بدرجة متوسطة أو بكلمات اخرى حتى لو توافرت الأعتدالية بدرجة متوسطة فإن الأختبار البارامتري يكون اكثر قوة من نظيرة اللابارامتري وهذا يشار اليه بالضلاعة Robust للاختبار وهي ان الاختبار يستخدم حتي لو لم تتحقق شروط استخدامه بدرجة مناسبة من الكفاءة، ويشير (2013) Howell 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 يلى مجموعة من الأختبارات البارامترية وبدائلها اللابارامترية (Privitra 2014):

الاختبار البارامتري	نظيرة اللابارامتري
اختبار T لعينة واحدة	أختبار الأشارة
T لعينتين مستقلتين	Mann- Whitney(U)
T لعينات مرتبطة	Wilcoxon- Ranks(T)
تحليل التباين الأحاديANOVA	Kruskal- wallis(H)
تحليل التباين الأحادي قياسات متكررة	أختبار Friedman

اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين

هو الاختبار اللابارامتري البديل لأختبار **T** لعينة واحدة وكذلك بديلاً لأختبار **T** المرتبطة وهذا الأختبار 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 الأخر 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: اجرى باحث تجربة لمحاولة تحسين قراءة نص ما للاطفال المعانون من صعوبة فى القراءة وقام بقياسات قبلية ثم طبق البرنامج وقام بجمع قياسات بعدية وهى عدد الكلمات الصحيحة وكانت درجاتهم كالاتى:

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 ؟، اوهل 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 يلى 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 الذين 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 الاحصائى:**اختبار الاشارة Sign test البديل لاختبار T المرتبطة.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفروض الاحصائية:الفرض الصفري (H0)** : وسيط الفروق = صفر

H0: Mdn1= Mdn2 (Mdn1-Mdn2 = 0)

الأشارات الموجبة = الأشارات السالبة، بمعني مجموع الأشارات الموجبة = مجموع الأشارات السالبة

الفرض البديل(HA) : وسيط الفرق موجب

HA: Mdn1 –Mdn2 # 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 لابارامتري 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 كالاتى(Green & Salkind, 2014):

- المتغير التابع له توزيع متصل او بناء تحتي متصل.
- لايضع مسلمات حول توزيع الفروق ولا يفترض من ان كل الافراد يتم سحبهم من نفس المجتمع.
- القياسات لكل زوج مستقله عن قياسات الزوج الاخر.
- اختبار Z يعطي نتائج دقيقة نسبياً كلما كان حجم العينة كبيرة حيث تتطلب هذا الاختبار 26 زوج او اكثر.

3. **مستوي دلالة إحصائية وقاعدة القرار:** تبنى الباحث مستوي دلالة إحصائية α =0.05 ولو كانت القيمة الجدولية للاختبار اصغر من 0.05 اذا تقبل الفرض الصفرى.

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 يؤدىلنفس 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 بـX=9 وعدد الأزواج =11   و α =0.05 بالتالي فأن القيمة الأحتمالية هي 0.036(انظر مخرج SPSS). وبما ان: **0.05   > القيمة الأحتمالية 0.036،** وعليه نرفض الفرض الصفرى و بالتالى فان وسيط الكلمات الصحيحة في القياس البعدي أكبر من وسيط الكلمات الصحيحة في الاختبار القبلي.

6. **حجــم التــأثير**: يقـدر حجـم التـأثير مـن النسـبة بـين الأفـراد الـذين لهـم فـروق موجبـة (أو سالبة) الى مجموع الأفراد الذين لهم فروق موجبة و فروق سالبة.

$$g = \frac{9}{9+1} = 0.9$$

علـى ذلـك هـو مـن النـوع الكبيـر وبالتـالى للتجربـة اثـر فعـال قـوى فـى زيـادة عـدد الكلمـات الصحيحة.

وفيما يلي حدود القطع كما أقترضها Cohen(1988).

جدول (1.4): حدود القطع لمؤشر g كما أقترضها Cohen (1988)

القيمة	حجم التأثير
$0.05 \le g < 0.15$	ضعيف
$0.15 \le g < 0.25$	متوسط
$g \ge 0.25$	كبير

كتابة نتائج اختبار الاشارة فى تقارير البحث وفقا لـAPA

لعينة مكونة من 11 زوج فأن أختبار الأشارة للعينات المرتبطة. $X=9, P < 0.05$.

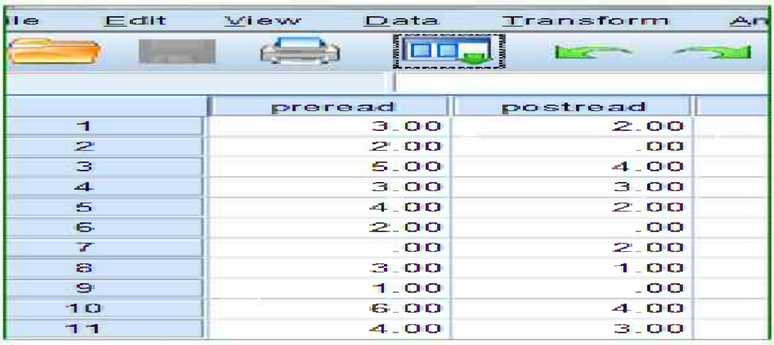
على ذلك يوجد تاثير للبرنامج فى زيادة عدد الكلمات الصحيحة.

تنفيذ اختبار الاشارة فى SPSS

اولاً: ادخال البيانات:1.اضغطVariable view

2. تحت عمود Name اكتب مسمي المتغيرات وهي Preread في الصف الاول و Postread في الحالة او الصف الثاني.

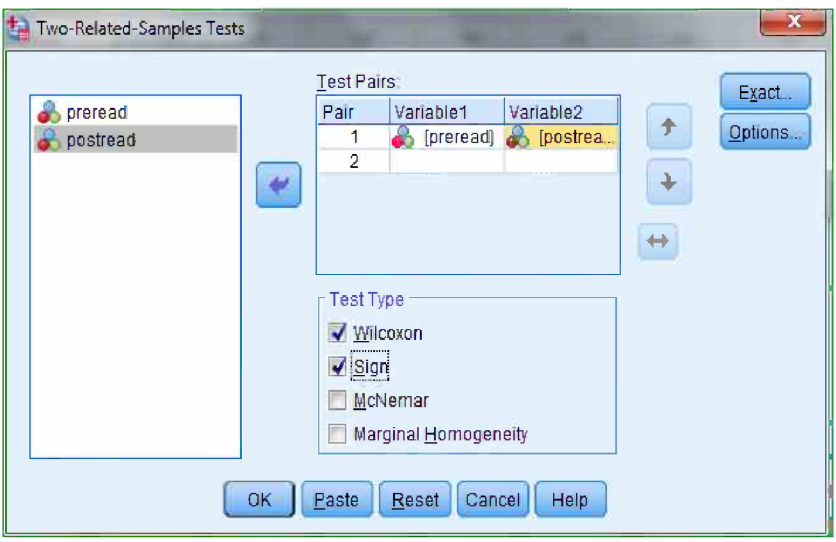
3.اضغط Data view قم بادخال البيانات الموضحة.



	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: Analyze → Nonparametric tests → Legacy

:Dialogs→ 2 related samples

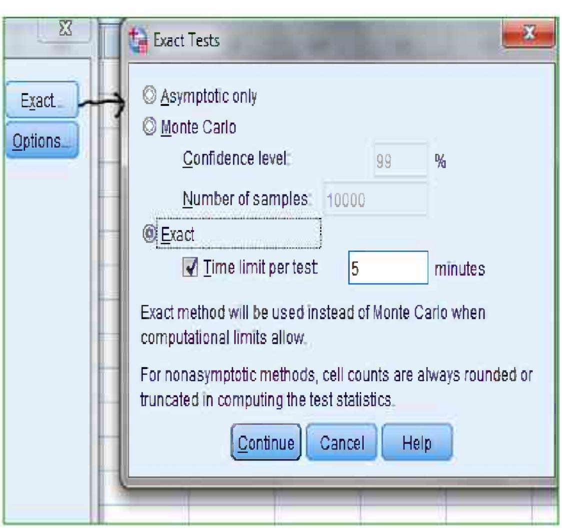


2. اضغط علي Preread وانقلها الي مربع Pair1 variable1

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:

```
NPAR 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 الموجبة 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

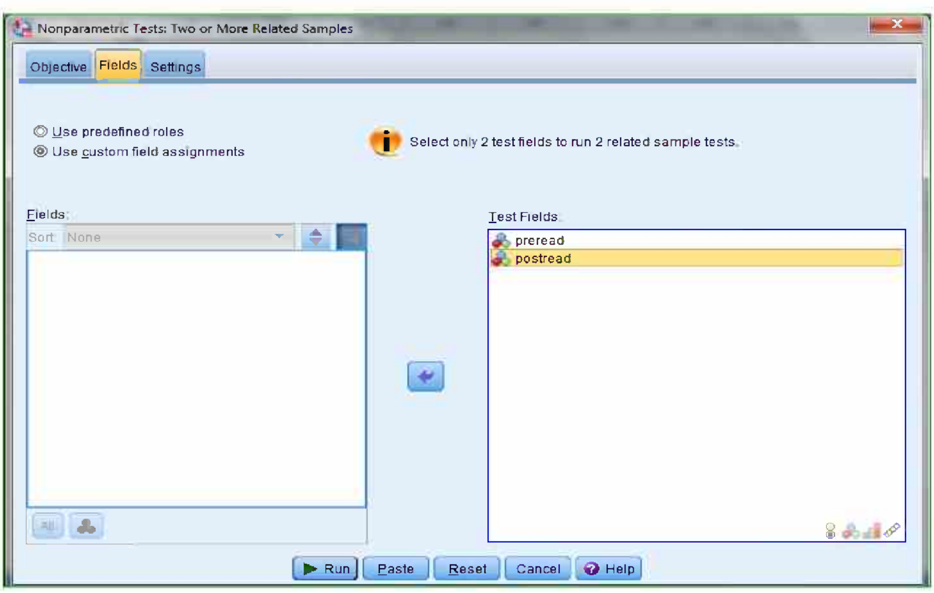
a. Wilcoxon Signed Ranks Test

- اعطـي البرنــامج قيمــة اختبــار الاشــارة مــن خـلال تقريب Z و $Z = -2.101$ لا تضـع 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.

- اعطـي: Exact. Sig (2-tailed) = 0.041، وتسـتخدم للعينـات الصـغيرة و Exact. Sig (1-tailed) = 0.021 وعليه فـان قيمـة P لاختبـار ذو ذيـل واحـد اصـغر مـن قيمتهـا لاختبـار ذو ذيلـين وعليـه فالاختبـار ذو ذيـل واحـد لـه اكثـر قـوة فـي رفض H_0.

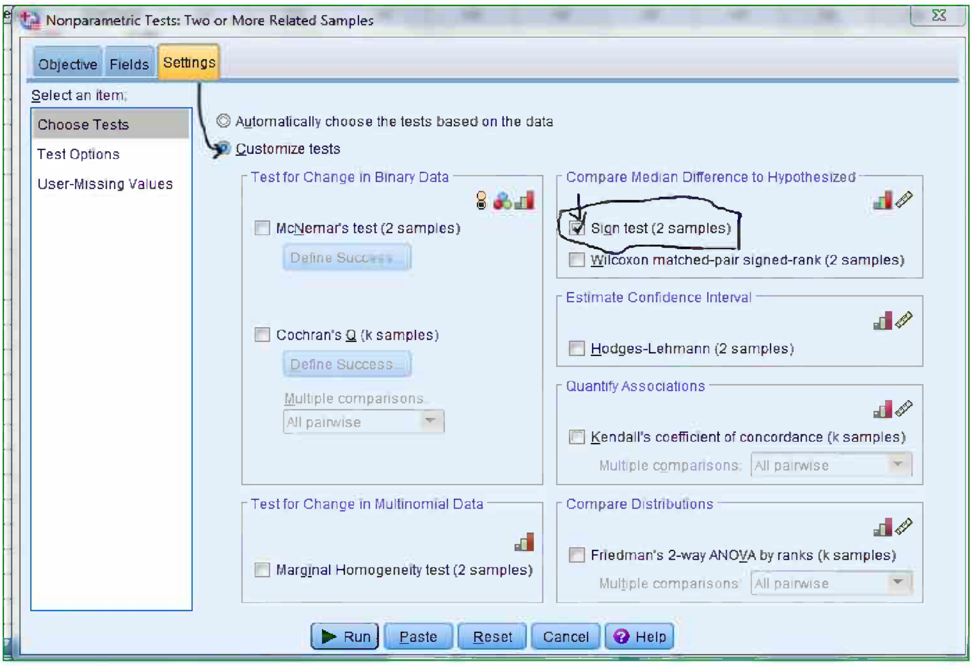
- **تنفيذ اختبار الاشارة بطريقة اخري:**

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 (Sign test (2 samples علي يمين الشاشة في مربع Compare Median Differences

7. اضغط Run يعطي المخرج.

الفصل الثالث عشر

اختبار ويلكوكسون للرتب للعينات مرتبطة

Wilcoxon matched- Pairs signed – ranks test

يعتبر اختبار ويلكوكسون من أشهر الأختبارات اللابارامترية للقياسات المتكررة المناظرة لأختبار T المرتبطة البارامتري 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 فى القياس القبلى والبعدى.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

أجرى باحث دراسة لدراسة اثر برنامج قائم على العلاج السلوكى العرفى فى خفض الاكتئاب لعينة مكون من 8 أفراد وأراد أختبار مدى فاعلية البرنامج وكانت درجاتهم على مقياس الأكتئاب قبل البرنامج وبعد البرنامج كالاتى:

قبل البرنامج	بعد البرنامج
130	120
170	163
125	120
170	135
130	143
130	136
125	124
160	120

الخطوات البحثية:

1. **مشكلة البحث:** هل الأكتئاب قبل البرنامج تختلف 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. **متغيـرات البحـث:** المعالجـة (قيـاس قبلـي– قيـاس بعـدي): مسـتقل – اسـمى، الاكتئـاب: تابع – رتبى(تم تحويله الى رتب).

4. **منهج البحث:** منهج شبه تجريبى وتصميم المجموعة الواحدة قياس قبلي وبعدي.

5. **النمـوذج الأحصـائي:** احصـاء النمـوذج البسـيط لابـارامترى، و**الاختبـار الاحصـائى المناسـب:**اختبـار ويلكوكسـون للرتـب Wilcoxon – Rank T Test ويسـتخدم علـى أسـاس أن التوزيـع العينـي للبيانـات غيـر عتـدالي ولكـن إذا كانـت البيانـات ذات توزيـع أعتـدالي فمـن الافضـل أسـتخدام الأختبـار البـارامتري T المرتبطـة وكـذلك يمكـن اسـتخدام أختبـار الأشـارة خاصـة اذا كـان عـدد الـدرجات المحتملـة محـدوداً وتوزيـع الـدرجات غيـر منتظم.

خطوات أختبارات الفروض الصفرية

1. **الفـروض الأحصـائية:** أختبـار لابـارامتري وعليـه فـأن الفـروض الأحصـائية تصـاغ فـي صورة عبارة تقريرية كيفية بدون مؤشرات أحصائية أو رموز.

الفـرض الصـفري (H0): لا يوجـد فـروق فـي رتـب درجـات الأكتئـاب قبـل وبعـد البرنـامج في المجتمع (لا يوجد أثر للمعالجة في خفض الأكتئاب).

الفـرض البـديل (HA) : يوجـد فـروق فـي رتـب درجـات الأكتئـاب قبـل وبعـد البرنـامج فـي المجتمع لصالح القياس البعدي. او ينخفض الاكتئاب بعد البرنامج.

2. **الاختبـار الاحصـائى ومسـلماته:** الأختبـار هـو Wilcoxon وهـذا الاختبـار لـه مسلمات اهمها الاتى Green & Salkin (2014):

- العينة مختارة عشوائياً وكل زوج ومن القياسات مستقلة عن اى زوج اخر.
- توزيـع درجـات الفـروق متصـلة و تتولـد مـن توزيـع مجتمعـى منـتظم Symmetric distribution.
- أختبـار z يعطـي نتـائج دقيقـة نسـبياً لأختبـار Wilcoxon إذا كـان حجـم العينـة كبيـراً وعليـه فيجـب الحـذر مـن التعامـل مـع قيمـةp الأحتماليـة (المقابلـة لــα) إذا كـان حجـم العينة أقل من 16 زوج، والأختبار المستخدم هو ذيلين لانه لم تحدد أتجاه الفروق.

3. مستوى الدلالة الاحصائية وقاعدة القرار: تبنى الباحث مستوي دلالة إحصائية **α** =0.05 وأختبار WilcoxonT هو التوزيع العيني لـ T حيث تم أعداده بواسطة Wilcoxon وبالبحث في جدول T (أنظر الملحق) بـ8 ازواج و **α** =0.05 ولكن في جدول T قيمة **α** =0.025هي مكافئة لـ 0.05 لاختبار ذو ذيلين وعليه فأن: T(الحرجة او الجدولية)= 4، وعليه إذا كانت **T المحسوبة ≤ T الحرجة** نرفض الفرض الصفري وإذا كانت T المحسوبة > T الحرجة نقبل الفرض الصفرى(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 الأتية:

- تحديد الفروق بين درجات القياسات القبلية والبعدية.
- رتب فروق الدرجات مع وضع أشارة الفرق سواء كانت موجبة أو سالبة، فلو كان القياس القبلي أكبر من البعدي فالأشارة موجبة والعكس صحيح.
- أفصل الرتب في مجموعتين الأولى هي رتب الفروق موجبة الأشارة والثانية الرتب سالبة الأشارة.
- أجمع الرتب في كل مجموعة ومجموع الرتب الصغرى (سواء كانت الموجبة أو السالبة) هي قيمة احصاء Wilcoxon T المحسوبة.

طالب	قبلي	بعدى	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 أختبار ويلكوكسون المحسوبة هى أصغر مجموع لتراتيب فروق الدرجات بغض النظر عن الأشارة وعليه فأنT(المحسوبة)= 9.

5. **القرار والتفسير:** بمقارنة القيمة المحسوبة للاختبار بالقيمة الحرجة تكون القاعدة كالأتى : قيمة **الأختبار 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 تراتيب درجات الأكتئاب بين القياس القبلي و القياس البعدي.

كتابة نتائج اختبار ويلكوكسون فى تقرير البحث وفقاً لـAPA

تكتب نتائج Wilcoxon في تقرير البحث كالاتى:

Wilcoxon (T) = 9, P > 0.05

لعينة مكونة من 8 أفراد أظهر أختبار ويلكوكسون T لا تحسن أو لا فروق دالة أحصائياً 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 تراتيب كما لو كانت غير متشابهة فمثلاً 3 ,3 يتم ترتيبها بحيث يتم اعطاء رتبة 2 للفرق 3 و 3 للفرق 3 الاخرى.

2 . اخـذ متوسـط رتـب الفـروق المتشـابهة ويكـون متوسـط الرتـب Mean Rank هـو مجموع رتب الفروق المتشابهة مقسوماعلى عددها: $\frac{2+3}{2}=2.5=$

وعليه تكون رتبة فروق الدرجات 3، 3 هي 2.5 ، 2.5

3. يكون ترتيب فرق الدرجات التالية هى 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 ويلكوكسون Wilcoxon T للعينات الكبيرة

مـع أسـتخدام أختبـار ويلكوكسـون مـع العينـات الكبيـرة حيـث حـددها Hinkle et al. (1994) بـ25 زوج فـأكثر، بينمـا يراهـا (2013) Howell بـ50 فـرداً فـأكثر فانـه يوجـد تقريـب اعتـدالي اوان التوزيـع العينـي لـ T لـه نفـس توزيـع المنحنـى الاعتـدالي ويصـبح 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 ويلكوكسون يتم التعبير عنه من خلال أختبار 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 ويلكوكسون، n حجم العينة (عدد افراد العينة).

وفيها يتم مقارنة قيمة z المحسوبة بقيمة z الحرجة التي تتم الحصول عليها من جداول z انظر الملحق واذا كانت: **z المحسوبة > z الحرجة** عند مستوى دلالة احصائية معينة نرفض الفرض الصفري.

مثال: أراد باحث التحقق مما اذا كان البرنامج الارشادى أثر في تقليل عدد السجائر لدى المدخنين وأجرى تصميم المجموعة الواحدة وقياس قبلي وبعدي لعينة حجمها 12 فرداً وكانت البيانات كالاتى:

م	قبلى	بعدى	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 فأن قيمة ويلكوكسون : (T)=10، و بحساب تقريب z كالاتى:

$$Z=\frac{10-\frac{12(12+1)}{4}}{\sqrt{\frac{12(12+1)(2*12+10)}{24}}}$$

$$=\frac{10-39}{12.75}=-2.28$$

اذا كـــان الأختبـــار ذو ذيـــل واحـــد فـــأن $\alpha = 0.05$ و n=12، بالبحـــث فـــي جـــدول z يتضـــح ان: $-=1.96$ z الجدوليـــة وبمـــا ان **z: المحســـوبة (2.28) < z الجدوليـــة (1.96)**، بالتالي يرفضH0 بمعنى ان للبرنامج اثر على خفض تدخين عدد السجائر.

5. حجم التاثير: قدر(2009) Field حجم التاثير لهذا الاختبار بالصيغة الاتية:

$$r=\frac{Z}{\sqrt{n}}$$

- Z قيمة الاختبارالمحسوبة.
- nحجم 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 تاثير ضعيف، من 0.3 الي 0.49 حجم تاثير متوسط، و 0.50 فاكبر حجم تاثير كبير.

وقـدر (2003) Minimum & king حجـم التـاثير لاختبـار(T)Wilcoxon مـن خـلال معامـل الارتبـاط الثنـائي التسلسـلي للرتـب Matched- pairs rank bi- serail correlation من خلال المعادلة الاتية:

$$r = \frac{4\left[T - \left(\frac{\sum R_{+} + \sum R_{-}}{2}\right)\right]}{n(n+1)}$$

- T مجموع الرتب الصغري (المحسوبة).
- $\sum R_{-}$مجموع الرتب السالبة.
- $\sum R_{-}$مجموع الرتب الموجبة.
- nعدد ازواج الدرجات.

وعليه فان حجم التاثير في المثال السابق :

$$r = \frac{4\left[10 - \left(\frac{68+10)}{2}\right]}{12(12+1)} = \frac{116}{132} = 0.88$$

ولكن الصيغة التي طرحها (2009) Field هي اكثر استخداماً وتعطي قيمة في المدي من صفر الى الواحد الصحيح وكما انه يوجد حدود متفق عليها طرحها(1988) Cohen واعتمد (2003) Minimuim & king على محكات(1988) Cohen.

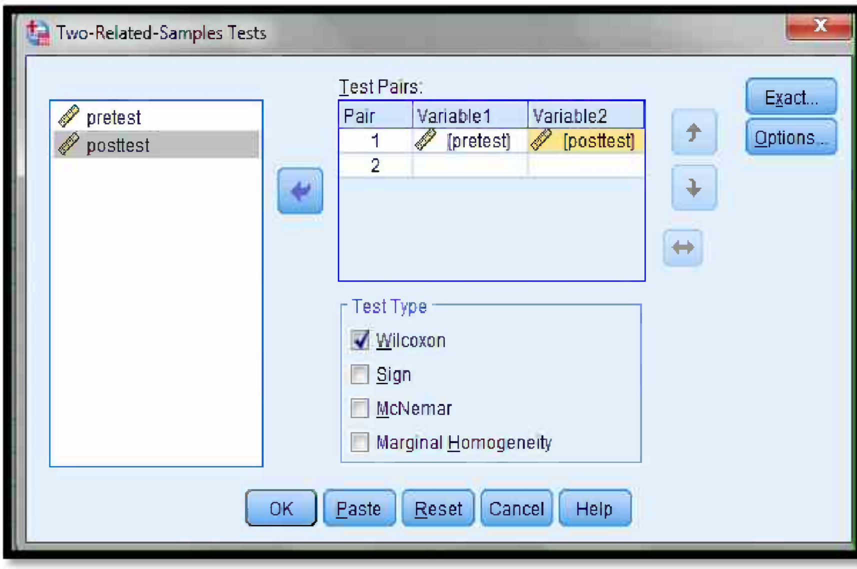
تنفيذ اختبار ويلكوكسون لعينتين مرتبطتين في SPSS

اولاً : ادخال البيانات : 1.اضغط Variable view

2.اسفلName اكتب مسمى المتغيرات قبل البرنامج Pretest وبعد Posttest

3.اضغط علي Dataview وابدأ في ادخال البيانات.

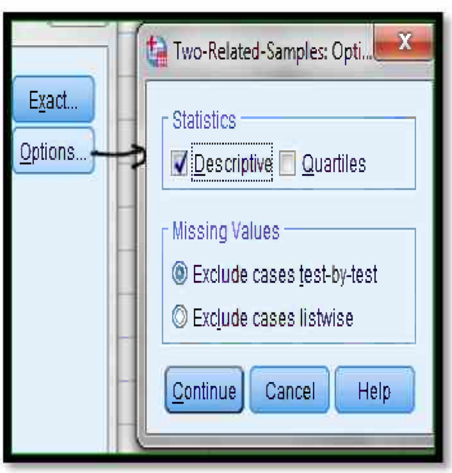
ثانياً : تنفيذ الامر: Analyze → Nonparametric tests → Legacy Dialog → 2 related samples تظهر الشاشة الاتية:



2. انقل متغير Pre test الي مربع Variable 1

3. انقل متغير Posttest الي مربع Variable 2

4. اضغط علي Wilcoxon في مربع Testtype

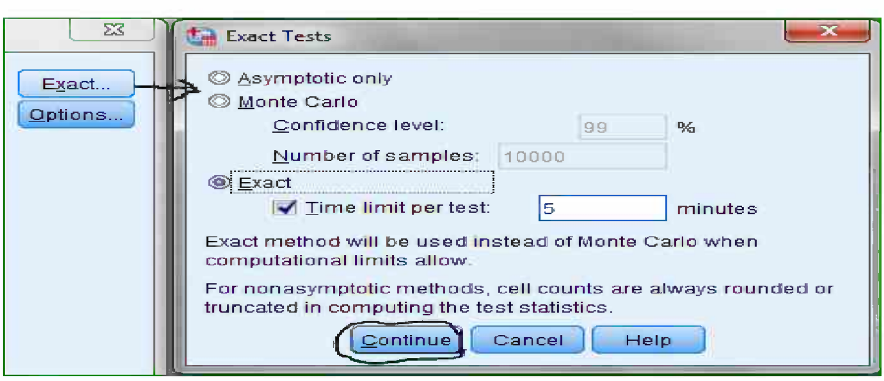


5. اضغط علي الاختيار Options علي يمين الشاشة تعطى الشاشة الاتية :

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

ثالثا: 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 القبلى 170 وأقصي قيمة للفياس البعدى 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 بمعني 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 بـMood'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). ويري (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 الاخري المستخدمة في دراسة الفروق بين مجموعتين فاكثر الا انه اختبار في غاية الاهمية ومفيد، في حين يري 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 الاباء الذين لديهم ابن معاق (مجموعة اولي او عينة اولى) والاباء الذين ليس لديهم ابن معاق (مجموعة ثانية) و كانت درجاتهم كالتالي:

العينة الاولي	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 الأتجاهات 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 الأتجاهات نحو الأعاقة.

3. **متغيرات البحث:** متغير الأتجاهات نحو الأعاقة: تابع – رتبي – منفصل، متغير نوعية الآباء: مستقل اسمي بمستويين – منفصل، علماً بأن القياسات كانت فترية ولكن لم تتوفر فيها مسلمات استخدام الأحصاءالبارامترى 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 و بعدي (ضابطة –تجريبية):

O1 X O2

O3 O4

- الدراسات السببية المقارنة.

5. النموذج الأحصائي: أحصاء النموذج البسيط الابارامتري والأختبارالأحصائي: اختبار الوسيط.

خطوات أختبارات الفروض الصفرية

1 . الفروض الأحصائية:

الفرض الصفري (H0): وسيط مجتمع المجموعة الأولىلا يختلف عن وسيط مجتمع المجموعة الثانية H0: Mdn1= Mdn2

- Mdn1 وسيط مجتمع المجموعة الاولى.
- Mdn2 وسيط مجتمع المجموعة الثانية.

اذا 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 ومسلماته:** أختبار الوسيط وحساباته تعتمد على أعداد جدول أقتراني ثنائي (2X2)، **ومسلماته هي نفس مسلمات أختبار x^2** وهي:

- القياسات مستقلة عن بعضها البعض بمعنى أن قياسات المجموعة الأولى مستقلة عن قياسات المجموعة الثانية.

- جـداول الأقتـران(2X2) يعطــي أحصــاء ذات توزيــع تقريبــي لاحصــاءx^2 عنـدما يكـون حجم العينة كبيراً.

وعلى ذلك فأن اختبار الوسيط يتم التعامل معه في ضوء احصاءx^2.

3. قاعــدة القــرار ومســتوى دلالـــة أحصــائية: اختـار الباحـث مسـتوى دلالـة أحصـائية $\alpha = 0.05$ ويـتم اعدادجـدول اقترانـى حيـث يـتم تقسـيم درجـات كـل مجموعـة الـى فـوق الوسـيط وتحـت الوسـيط وذلـك بعـد حسـاب الوسـيط لكـل الـدرجات وبالتـالي فـأن درجـات الحرية لجدول (2X2) مثل احصاء x^2 تكون :

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

وبالكشـف عـن قيمـة x^2 الحرجـة او الجدوليـة فـي جـدول بــ α =0.05 و df=1 و لأختبار ذو ذيلين فان: x^2 الحرجة =3.841

4. الحسابات:

- تحديـد الوسـيط العـام median Comman لكلـدرجات المجمـوعتين بعـد دمـج كـل الدرجات كالآتي:
- ترتيب الدرجات تنازلى او تصاعدى:

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:

$$D1 = \frac{n}{2} = \frac{20}{2} = 10$$

$$D2 = \frac{n}{2} + 1 = 10 + 1 = 11$$

اذاً القيمة التي رتبتها 10هى 31 والقيمة التي رتبتها11هى 32 ، اذاً فأن الوسيط:

$$\text{Median} = \frac{31+32}{2} = 31.5$$

وهــي القيمــة التــي مــن خــلال يحـدث تصـنيف للبيانــات الــى مجمــوعتين تحـت و فـوق الوسيط و بالتالي يكون الجدول كالآتي:

	المجموعة 1	المجموعة 2	المجموع
فوق الوسيط	(A) 7	(B)3	10
تحت الوسيط	(C) 3	(D) 7	10
المجموع	10	10	20

ويحسب أحصاء x^2 من الصيغة الآتية:

$$=\frac{n(AD-BC)^2}{(A+B)(C+D)(A+C)(B+D)}$$

$$=\frac{20(7\times7-3\times3)^2}{(7+3)(3+7)(7+3)(3+7)}$$

$$x^2=\frac{20(49-9)^2}{10\times10\times10\times10}$$

$$=3.20$$

5. القرار والتفسير: بما أن:

x^2Median الجدولية (3.841)> x^2 Median المحسوبة (3.20)

على ذلك نفشل في رفض الفرض الصفري القائل لا فروق بين أتجاهات الأباء الذين لديهم طفل معاق وأقرانهم الذين ليس لديهمطفل معاق نحو الطفل المعاق.

6. حجم التأثير : يؤكد (Salkind (2014 & Green على أن حساب حجم التأثير لأختبار الوسيط من خلال حساب الوسيط لكل مجموعة او نسبة الأفراد الذين حصلوا على درجات أعلى من الوسيط في كل مجموعة و مقارنتها ببعضها.

وكذلك يقدر حجم التاثيرمن خلال حساب مؤشر معامل لارتباطφ كما في حالة x^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 وفقاًلـAPA

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

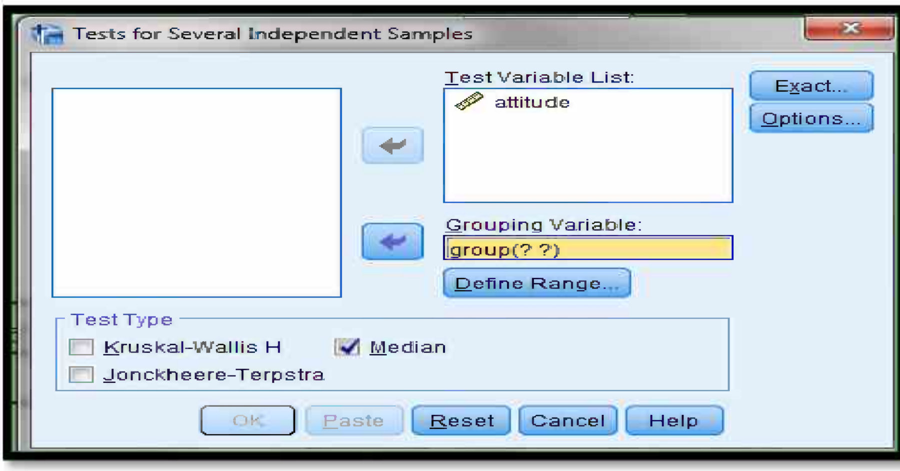
اولاً : ادخال البيانات:1. اضغط Variable view (اسفل الشاشة)

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.

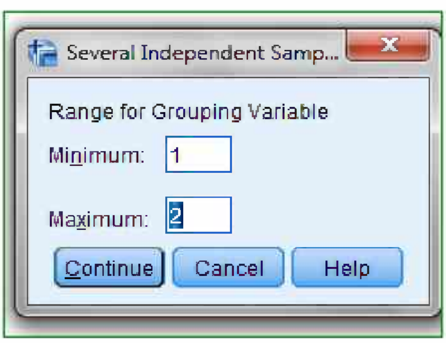
3.اضغط Data view و ابدأ في ادخال البيانات للعينة

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 GroupingVariable



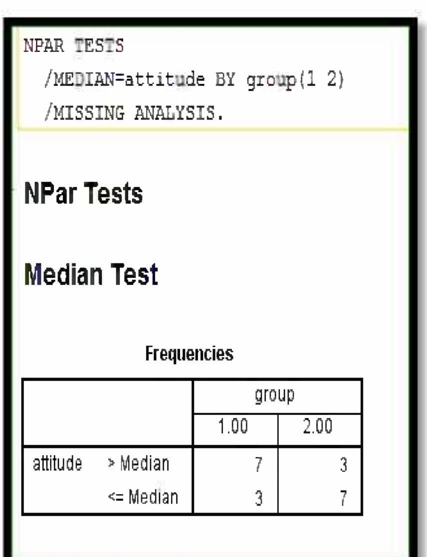
4. اضغط علي مربع Define Group تظهر الشاشة الاتية :

5. اكتب كود المجموعة 1 وكود المجموعة الثانية 2 اما Group 2

6. اضغط Continue

7. اختار اختيار Median اسفل الشاشة ثم اضغط OK

ثالثاً:المخرج: اعطي الجدول الاول:



```
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

يوجد 7 افراد في المجموعة الاولي 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 الاولي و 7 في المجموعة الثانية.

الجدول الثاني كالاتي:

Test Statistics[a]	
	attitude
N	20
Median	31.5000
Exact Sig.	.179

a. Grouping Variable: group

- قيمة الاختبار: 31.500 = Median 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

$$Mdn = 31.5 \quad , \quad P > 0.05$$

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 البارامتريT المستقلة ويستخدم عندما توجد مجموعتين(تصميم بين المجموعات) والمتغير التابع رتبي، اى ان هذا الاختبار يتعامل مع متغيرين أحدهما اسمى بمستويين (مجموعتين) والاخر 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 منهاThe wilcoxon –Mann-whitney U test و Rank- sum 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 (2012) Huck يؤكد على ان اختبار مان – ويتني (U) اكثر قوة من اختبار الوسيط حيث انه اقل احتمالاً لتضخم الخطأ من النوع الثاني (قبول الفرض الصفرى على مستوى بيانات العينة بينما هو في المجتمع مرفوض).

اختبارات الفروض لقضية بحثية (Pagano, 2013):

اعتقد باحث في مجال علم النفس النمو أن تناول البروتينات بكميات كبيرة في مرحلة الطفولة يزيد من النمو العقليواجرى 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) تناولت بروتين بكميات قليلة في حين تناولت

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 الثانية	**المجموعة الأولى**
درجات IQ للمجموعة التجريبية	**درجات IQ للمجموعة الضابطة**
110	**102**
115	**104**
117	**105**
122	**107**
125	**108**
130	**111**
135	**113**
140	**118**
	120

واراد الباحث اختبار ما اذا كان توجد فروق بين رتب درجات المجموعتين بمعنى هل تناول البروتين بكميات كبيرة يزيد الذكاء مقارنة بتناول البروتين بكميات قليلة؟.

الخطوات البحثية

1. **مشكلة البحث:** هل تناول 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:** تناول 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 – فتري – متصل(تم تحويله الى رتب) ولذلك فهو متغير رتبى.

4. **التصميم البحثي:** يصلح هذا الأختبار في حالة التصميمات أو الدراسات البحثية الاتية :

- 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

اوتصميم

O1 X O2 (تجريبية)

O3 O4 (ضابطة)

5. **النموذج الأحصائي:**احصاء النموذج البسيط وفي هذه الحالة أعتمد الباحث على رتب المتغير التابع وعليه فالأحصاء لابارامتري والأختبار المستخدم Mann-whitney (U)

خطوات اختبارات الفروض الصفرية:

1. الفــروض الأحصـــائية: تصــاغ الفــروض الاحصــائية فــي صــورة كيفيــة ولــيس رمــوز لمعلـم للمجتمـع أو معـالم لان هـذا الاختبـار لا يختبـر معـالم فـي المجتمـع كمـا هـو الحـال في الأختبار البارامتري المكافئ بمعنى لا يقيم فروق المتوسطات.

الفــرض الصــفري (H0) : تنــاول البــروتين بكميــات كبيــرة أثنــاء الطفولــة لــيس لــه اثــر علــى الــذكاء فــي المجتمــع، أولا توجــد فــروق (أخــتلاف) بــين المجموعــة التــي تتنــاول البــروتين بكميــات كبيــرة والمجموعــة التــي تتنــاول البــروتين بكميــات قليلــة فــي نســبة الــذكاء فــي المجتمع.

H0 : نسبة ذكاء الافراد عالى البروتين اقل نسبة ذكاء منخفض البروتين.

الفــرض البــديل (HA): تنــاول البــروتين بكميــات كبيــرة أثنــاء الطفولــة يزيــد مــن الــذكاء مقارنة بأقرانهم الذين يتناولونه بكميات قليلة في المجتمع.

HA: نسبة ذكاء مرتفعي البروتين اكبر من نسبة ذكاء منخفضي البروتين.

2. الأختبــار ومســلماته: الأختبــار هــو مــان –ويتنــي (M.W) وهــذا الأختبــار لــه عــدة مسلمات كما حددها (Nolan & Heinzen, 2012) كالآتي:

- البيانات للمتغير التابع رتبية.
- العينة مختارة عشوائياً.
- فــي الوضــع المثــالي لا توجــد رتــب مكــررة Tied ranks ولكــن اختبــار M.W لديــه ضــلاعة Robust ضــد عــدم تحقــق هــذا الشــرط لــو وجــد عــدد محــدود مــن الرتــب المكررة.
- قياســات الأفــراد فــي كــل مجموعــة تتســم بالأســتقلالية بمعنــى اختيــار فــرد فــي المجموعة الأولى لا يؤثر على اختيار احد افراد او حالات المجموعة الثانية.

3. مســتوى الدلالــة أحصــائية وقاعــدة القــرار: تبنــى الباحــث مســتوى دلالــة أحصــائية=0.05، ويمكــن أســتخدام تقريــب أختبــار Z Approximation لاختبــار

M.W(U) إذا كـان حجـم العينـة كبيـراً، وللكشـف عـن القيمـة الحرجـة لهـذا الأختبـار مـن خـلال جـدول ( ) حيث أن الأختبار ذو ذيل واحد و$\alpha = 0.05$ و $9 = n1$ و $n2$ =8 وبالبحث بهذه البيانات يتضح ان القيمة الحرجة(U) :

$$U(9,8) = 18$$

وقاعدة القرار هـى:U (**المحسـوبة**) ≥ **U الحرجـة** (**الجدوليـة**)، نـرفض الفـرض الصـفري ولاحـظ أن هـذه القاعـدة تعتبـر مثـل قاعـدة اختبـار ويلكوكسـون وهمـا مختلفـين عـن قاعـدة القـرار لاختبـارات الأحصـائية البارامتريـة وبقيـة اللابارامتريـة وهـذا يرجـع الـى ان الفـرض الصفري يتعامل مع متغير متصل ثم يعدل الى رتب (Huck, 2012).

5. **الحسابات**: لحساب أختبار M.W اتبع بالخطوات الآتية:

أ- إدمـج كـل درجـات المجموعـة الضـابطة والمجموعـة التجريبيـة معـاً راعـي إذا وجـدت رتب مكررة فيجب أخذ متوسط الرتب المكررة (أنظر أختبار ويلكوكسون).

ب- رتـب هـذه الـدرجات حيـث أعطـي الرتبـة 1 لاقـل قيمـة فـي الـدرجات بغـض النظـر عـن المجموعـة التـي تنتمـي اليهـا ثـم اعطـي الرتبـة 2 للدرجـة الاكبـر التـى تليهـا و هكذا.

ج- أفصل رتب درجات كل مجموعة ثم أحسب مجموع رتب كل مجموعة $\sum R$

د- احسب صيغتين لاختبار مان – ويتني 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 (2014) Miller صيغة واحدة لحساب اختبار مان –ويتني كالاتي:

$W= n_{small} X n_{total}- \sum R_{small\ n}$

- n_{small} : عدد الأفراد في أصغر مجموعة عدداً (التجريبية 8).
- n_{total} : العدد الكلي في المجموعتين (17).
- $\sum R$ smalln 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:

$$U_1 = 9 \times 8 + \frac{9(10)}{2} - 53$$

$$=72+45-53=64$$

$$U2 = 9 \times 8 + \frac{8 \times 9}{2} - 100$$

$$= 72 + \frac{72}{2} - 100$$

$$= 72 + 36 - 100 = 8$$

وعليه فإن قيمتي U1 و U2 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(2014) Green & Salkind 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 اذاً حجم التأثير يقدر كالآتي:

$$ES= 123.5-108.0=15.5$$

بينما قدرها (King & Minium (2003 بالصيغة الأتية:

$$r_g = \frac{2(M_1 - M_2)}{n_1 + n_2}$$

- 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) وهى الاكثر انتشاراً فى الدراسات:

$$r = \frac{Z}{\sqrt{N}}$$

حيث z تقريب لإختبار M.W(U) في حالة العينات الكبيرة ودائماً مخرج الكمبيوتر في SPSS يعطي تقريب z لإختبار M.W بغض النظر عن العينةحيث N حجم العينة في المجموعتين، وتفسر قيمة r مثل معامل الارتباط r وهي 0.1 ضعيف و 0.30 متوسط و0.50 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:(U=8 , z

ES=0.85 ,P<0.05), =، وقيمة z لم يتم حسابها ويمكن الحصول عليها في مخرجSPSS 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 اكبر من 20 فيستخدم إختبار مان – وتني(U) بصيغة أخرى حيث يناظر التوزيع العيني لـ (U) التوزيع الاعتدالي ويستخدم تقريب 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 1.96عند 0.05 أو 2.56 لإختبار ذو ذيل واحد عند 0.05، وإذاكانت z المحسوبة $\leq$ z الجدولية (2.56) يُرفض الفرض الصفرى 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

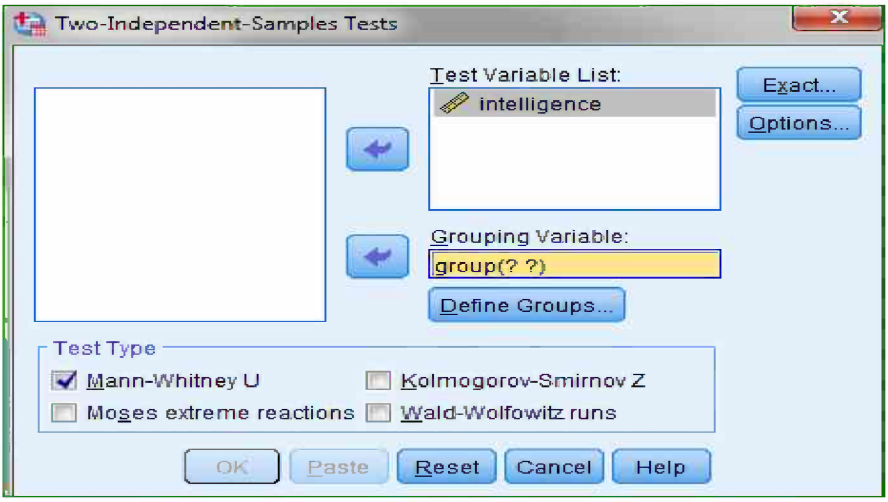
اولاً : ادخال البيانات: 1.اضغط علي Variable view

2. اكتــــب مســـمى المتغيـــرات تحـــت عمـــود Name وهي:المســـتقل :group: مجموعـــة تجريبية = 1 ، مجموعة ضابطة = 2، والتابع: الذكاءIntelligence

3. اضغط Data view يظهر عمودين كالاتي:

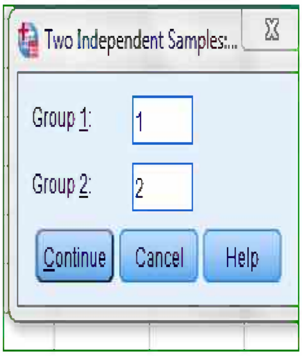
ثانياً : تنفيذ الامر : الطريقة الاولي:

1. اضغط Analyze → Nonparametric tests → Legacy Dialogs → 2 Independent samples تظهر الشاشة الاتية :



2. انقل المتغير التابع Intelligence الي مربع list variable Test، انقل المتغير المستقل group الي مربع Groupingvariable

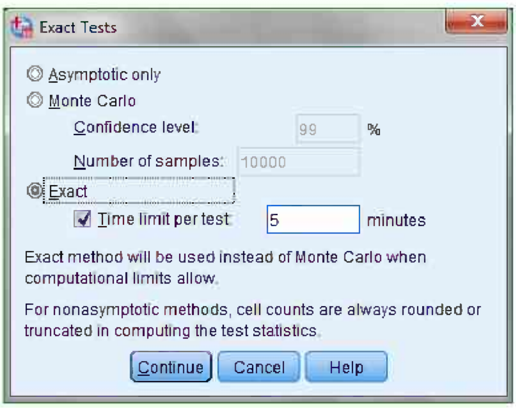
4. اضغط علي Definegroups تظهر الشاشة:



5. اكتب الكود 1 امام group 1 و 2 امام Group 2

6. اضغط Continue

7. اضغط علي اختيار Mann–whiteny 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 الاعلي 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
ping Variable: group	
corrected for ties.	

- قيمة احصائية U الصغري = 8

التي استخدمت في مقارنتها بالقيمة الجدولية.

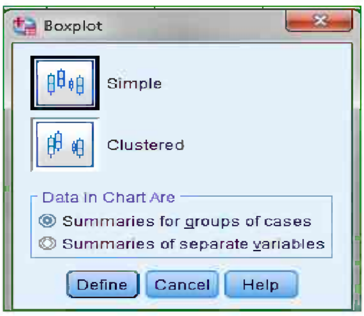
- اختبار (W) Wilcoxon وقد تندهش من هذا فمعروف ان اختبار Wilcoxon يستخدم لعينات مرتبطة. فاختبار مان-وتني (U) وويلكوكسون (W) يعملوا علي نفس المبدأ ولكن عندما تكون المجموعتين غير متساوية فان قيمة W هي مجموع الرتب في المجموعة التي تتضمن عدد اكبر من الافراد وعندما تكون المجموعتين متساوية العدد، فان قيمته تكون للقيمة الاقل. وعلي ذلك فان مجموع رتب المجموعة الاكثر عدداً Wilcoxon =53

- اعطي البرنامج تقريب Z لاختبار مان-ويتني وكما نعلم ان هذا يستخدم للعينات الكبيرة ولكن البرنامج قام بهذا حتي للعينات الصغيرة: -2.694 = Z 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 كالاتي: (ارجع الي ملف البيانات)

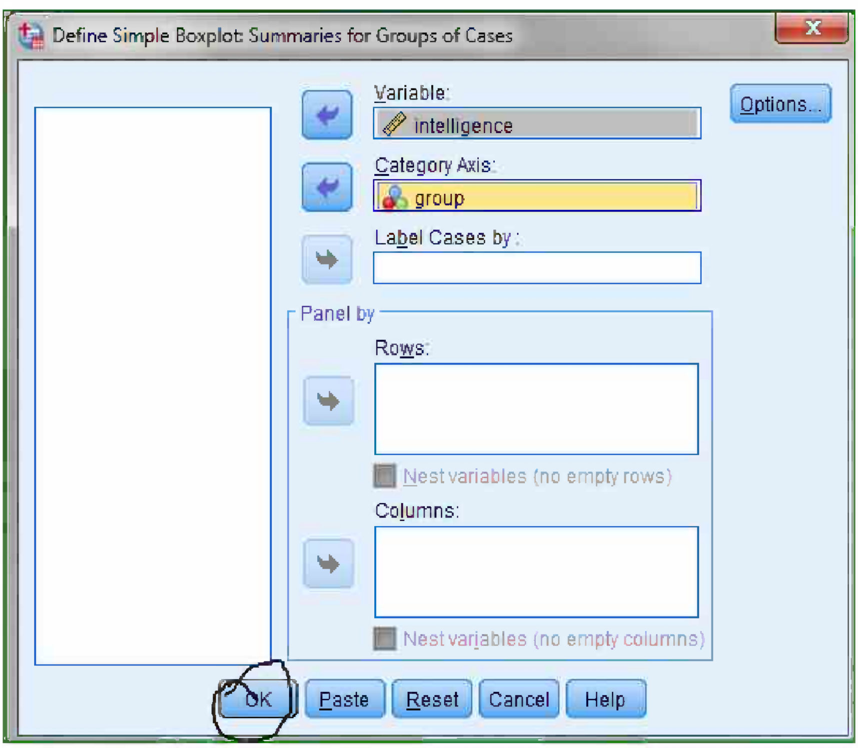


1. اضغط graphs→Legacy Dialogs→BoxPlot :

2. اختار (اضغط) Simple

3. اضغط --- Summaries for groups

4. اضغط Define (اسفل الشاشة) تظهر الشاشة الاتية :

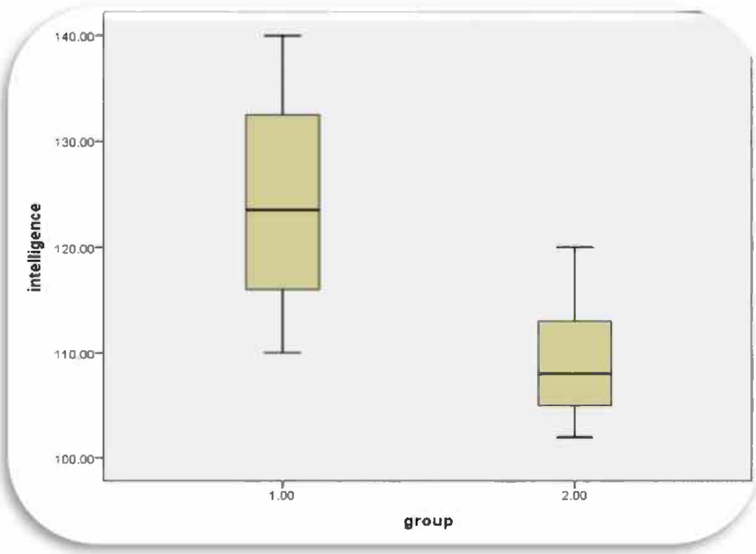


5. انقل Intelligence الي مربع Variable

6. انقل متغير group الي مربع CategoryAxis

7. اضغط OK

يظهر الشكل البياني الاتي:



وكما هو واضح ان الارباعي الاعلي 133 تقريباً، والادني 116 تقريباً واعلي قيمة في المجموعة الاولي 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

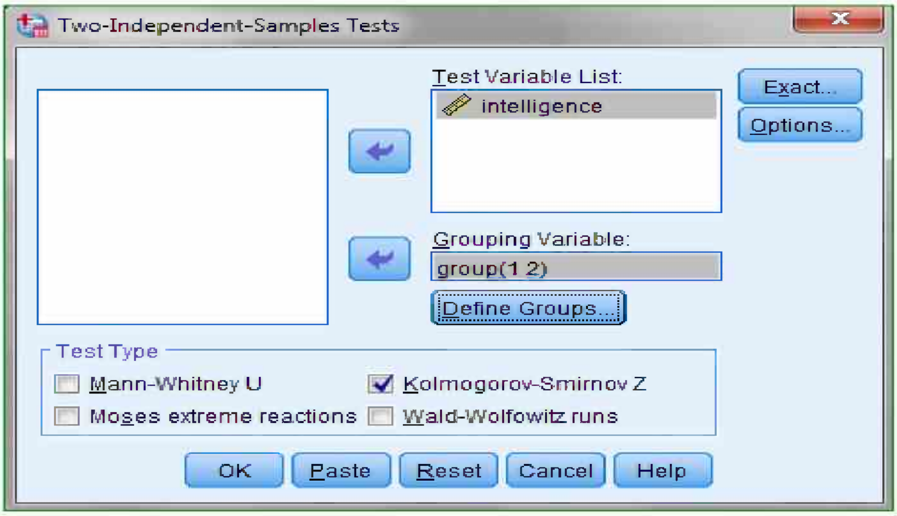
للمقارنة بين مجموعتين علي متغير تابع رتبي توجد عدة بدائل منها:

- اختبار مان-ويتني
- اختبار الوسيط
- اختبار (K.S)

وعليك ان تراعى انه قد سبق استخدام هذا الاختبار للتحقق من مدي 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 الى مربع Test Variable list

3. انقل group الى 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 ، وقيمة K.S (Z) = 1.343 وبما Asymp. Sig = 0.054 ان $(P)\ 0.054 > 0.05\ (\alpha)$ 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 اللابارمتري المقابل للإختبار البارامتري تحليل التباين أحادي الاتجاه للعينات المستقلة أو بين المجموعات (ANOVA) وذلك عندما لا تتوفر مسلمات (ANOVA) ويهدف إلى تحديد ماإذا 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- ويتني 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 (2014) Green & Salkind أن اختبارات الوسيط لأكثر من مجموعتين وكروسكال ولاس(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 ابتدائي، 5 مدرسين إعدادي،6 مدرسين ثانوي وطبق عليهم إختبار الثقة بالنفس وكانت الدرجات كالأتي:

مدرسى الثانوي (C)	مدرسى الإعدادي (B)	مدرسى الإبتدائي (A)
63	**66**	52
65	**49**	46
85	**64**	62
70	**53**	48
71	**68**	57
73		54

وأراد التحقق ما إذا كانت توجد فروق في الثقة بالنفس بين مدرس المراحل الثلاثة؟.

الخطوات البحثية:

1. **سـؤال البحـث:** هـل توجـد فـروق فـي الثقـة بـالنفس بـين مدرسـي المراحـل الثلاثـة (ابتدائي- اعدادي- ثانوي)؟

2. **فـرض البحـث:** توجـد فـروق بـين مدرسـي المراحـل الثلاثة(ابتـدائي – اعـدادي – ثـانوي) في رتب الثقة بالنفس.

3. **متغيـرات البحـث:** المراحـل الدراسـية: متغيرمسـتقل – اسـمي(ثلاث مسـتويات)، الثقـة بالنفس: متغير تابع – فتري- متصل.

4. **التصميم البحثي:** يستخدم هذا الاختبار لدراسات التصميمات البحثية الاتية:

- الدراسـات التجريبيـة: خاصـة المجموعـات الثلاثـة وقياسـات قبليـة وبعديـة ومجموعـة ضابطة:

(تجريبية1)	**O_2**	**X_1**	**O_1**	**R**
(تجريبية2)	O_4	X_2	O_3	R
(ضابطة)	O_6		O_5	R

- الدراسات شبه التجريبية مثل تصميم المجموعات الثلاثة وقياس بعدي:

O1 X1
O2 X2
O3

- الدراسات السببية المقارنة: مثل المثال في القضية البحثية السابقة.

5. **النمــــوذج الإحصــــائي:**احصــاء النمــوذج البســيط وفــي هــذه الحالــة اســتخدم الباحــث احصــاء لا بــارامتري وذلــك بعــد أن تأكــد أن شــروط اســتخدام الإحصــاء البــارامتري وتحليــل التبــاين لــم تتــوفر مثــل الاعتداليــة، **الاختبـــار الاحصـــائى المناســـب:**اختبــار تحليــل التبــاين كروسكال– ولاس.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفــروض الإحصــائية:** وفــي هــذه الحالــة يــتم صــياغة الفــروض الإحصــائية بصــورة عبــارة تقريرية بدون رموز لعدم وجود معالم للمتغير التابع.

الفــرض الصــفري(H0): لا يوجــد فــروق فــي رتــب درجــات الثقــة بــالنفس بــين مجتمعــات مدرســي المراحــل الثلاثــة، او لا توجــد فــروق بــين مجمــوع الرتــب فــي مجتمعــات المجموعات الثلاثة.

لاحــظ ان الفــرض الصــفري فــي حالــة ANOVA: لا توجــد فــروق بــين متوســطات المجتمعات الثلاثة.

والفـرض البـديل (HA): يوجـد فـروق فـي درجـات الثقـة بـالنفس بـين مجمـوعتين علـى الأقـل مــن المجموعــات الثلاثــة، أو توجــد فــروق بــين مجمــوع رتــب مجتمعــات المجموعــات الثلاثة أو توزيعات المجتمعات الثلاثة ليس لها نفس التوزيع.

2. **الإختبــار الإحصــائي ومســلمات:** اســتخدام اختبــار K.W (H) ومســلماته كمــا حــددها Green & Salkind (2014):

- بيانات المتغير التابع رتبية.
- الإســتقلالية: الأفــراد فــي المجموعــة مســتقلين تمامــاً عــن أفــراد المجموعــة الأخــرى وهــذا يعنــي أن درجــة الفــرد لا تتــأثر بدرجــة اى فــرد أخــرى فــي نفــس المجموعــة 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 العينه 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 بالأتي: 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، α=0.05، يتضح أن. χ^2الحرجة= 5.991

وعليه إذا كانت: χ^2 **المحسوبة** ≤ χ^2**الحرجة نرفض الفرض الصفرى**

4.الحسابات: لحساب إختبار كروسكال–ولاس (H) اتبع الخطوات الأتية:

أ- ادمج كل الدرجات في المجموعات الثلاثة معاً.

ب- رتب هذة 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 الأتية:

$$H=\frac{12}{N(N+1)}\left[\sum\frac{R_K^2}{n_K}-\right]-3(N+1)$$

$$H=\frac{12}{N(N+1)}\left[\frac{\sum R_1^2}{n_1}+\frac{\sum R_2^2}{n_2}+\frac{\sum R_3^2}{n_3}\right]-3(N+1)$$

- K عدد العينات أو المجموعات.
- N حجم العينة الكلية في المجموعات الثلاثة.

- $n1$ عدد أفراد العينة الأولى، $n2$ عدد افراد العينة الثانية، $n3$ عدد افراد العينة الثالثة.
- $\sum R1$ مجموع رتب العينة الأولى، $\sum R2$ مجموع رتب العينة الثانية، $\sum R3$ 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
$\sum$			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 ل ـ(7.86) H > 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 الإبتدائية، بينما درجات مدرسي المرحلة الإعدادية تبدوا أعلى من درجات مدرسي المرحلة الإبتدائية لكن هذا وصف احصائي بدون استدلالي.

6. حجم التأثير: تحدد بالصيغة الأتية(Green & Salkind (2014:

$$= \frac{H}{N-1} = \frac{7.86}{17-1} = 0.491$$

وعليه فإن متغير المرحلة التعليمية فسر 49.1% من تباين الثقة بالنفس.

إجراء المقارنات البعديةPost hoc Comparison

لتحديد أي المجموعات والمعالجات هي التي أحدثت هذة الدلالة بمعنى معرفة الدلالة لصالح أي مجموعة فلابد من إجراء إختبار مجموع الرتب (إختبار مان-ويتني) لكل زوج من العينات وهذا الإجراء يكون مشابة لإجراء إختبار T.test لكل مستويين من مستويات المتغير المستقل على حدة، لاحظ أن هذا الاجراء يضخم الخطأ من النوع الأول (α) ولكن لايوجد العديد من البدائل في حالة اختبارK.W اللابارامتري كما هو الحال مع نظيره البارامتري ANOVA حيث توجد إختبارات المقارنات البعدية مثل (شيفية، توكي، نيومان – كولز وغيرها)، وعلى ذلك يتم اجراء 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 لـ z التقريبية لإختبار مان – ويتني (انظر حسابات M.W)

كتابة نتائج اختبار (H) في تقرير البحث وفقاً لـAPA

أشارت نتائج إختبار كروسكال –ولاس كالآتي :

$$\chi^2_{(2,N=17)} = 7.86, P \ < 0.05, Es =$$

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

اذا 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 كالأتي:

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 كالأتي:

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	$5 + 6 \div 2 = 5.5$			
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**	
$\sum$R			**182.5**	**167.5**	115

إذاً فإن قيمةH :

$$H = \frac{12}{30(30+1)}\left(\frac{(1825)^2}{10} + \frac{(1675)^2}{10} + \frac{(115)^2}{10} - \right.$$
$$3(30+1)$$
$$= \frac{12}{930}(3330.625 + 2805.265 + 13225) - 93$$
$$= 3.24$$

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

$$T^1 = \sum \frac{\left(t_i^3 - t_i\right)}{N^3 - N}$$

$$= \frac{(2^3-2)+(3^3-3)+(2^3-2)+(2^3-2)+(3^2-3)(2^2-2)+(3^3-3)}{(30)^3-30}$$

$$= 0.0036$$

اذاً H التصحيحة من أثر الدرجات المكررة كالأتي:

$$H^1 = \frac{H}{1-0.0036}$$
$$= \frac{3.24}{0.9964}$$
$$= 3.25$$

ويتم مقارنتها بـ χ^2الجدولية عند α= 0.05 و2=3-1=df.

- **القــرار و التفســير: قيمــة H(3.25) < χ^2الجدوليــة (5.99)** ، اذاً الاختبــار فشــل فــي رفــض الفــرض الصــفري وعليــه :لا توجــد فــروق بــين المجموعــات الثلاثــة فــي رتــب التحصيل.

لاحـظ أن الفـرق بـين H قبـل التصـحيح و H^1بعـد التصـحيح ضـئيل جـداً وعليـه فإنـه مـن المحتمـل أن القـرار لا يختلـف مـن قيمتهـا قبـل التصـحيح وعـن قيمتهـا بعـد التصـحيح و معظم مجلدات الإحصاء. Howell (2013) , Pagano (2013) , Hinkle et al. (1994) وغيرهـا لا تقـوم بـإجراء تعـديل لقيمــة H ولا تعطــي انتبـاه لعمليــة التصــحيح 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 كالاتي :

- 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

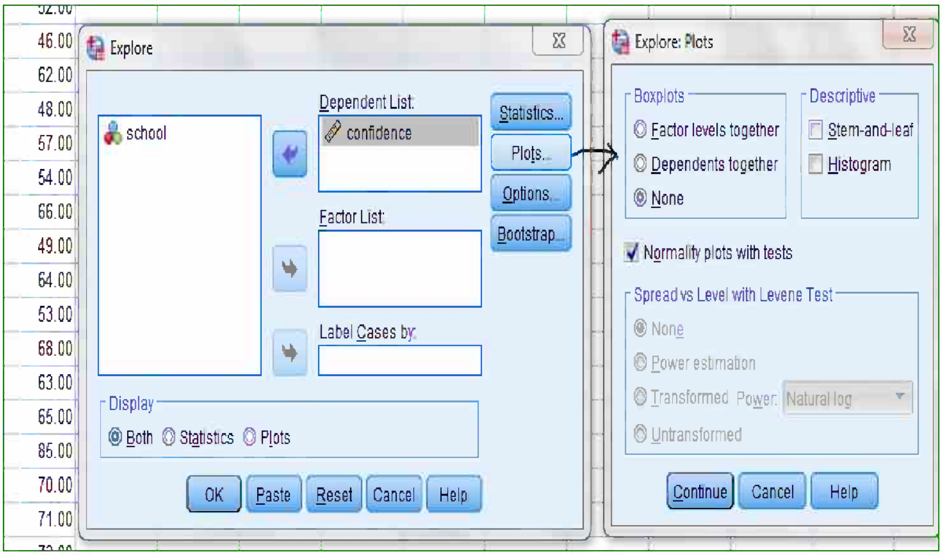
اختبار مسلمات الاختبار البارامتري تحليل التباين البسيط ANOVA

اختبار الاعتدالية:

1. اضغط Analyze → Descriptive statistics → Explore

2. انقل المتغير التابع Confidence الي مربع Dependentlist

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

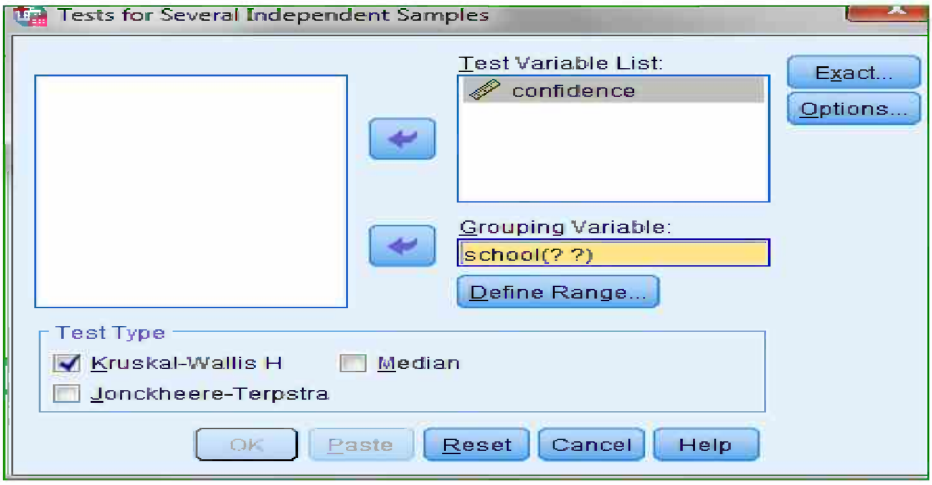
*. This is a lower bound of the true significance.
a. Lilliefors Significance Correction

حيث قيمة P لاختباري كولموجوروف–سميرنوف = 0.200 وهذا يعني ان:

0.05(α) < 0.200(p) وعليه لا توجد دلالة احصائية وكذلك قيمة P لاختبار Shapiro-Wilk=0.620 وعليه فتوزيع درجات متغير الثقة بالنفس يتمتع بالاعتدالية فى المجتمع وعليه يمكن استخدام ANOVA البارامتري ولكن يستخدام اختبار كروسكال–ولاس كمثال للتوضيح .

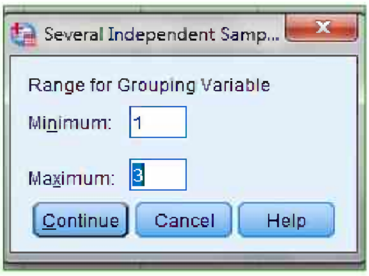
وخطواته كالتالي:

1. اضغط Analyze → Nonparametric tests → Legacy Dialogs → K Independent samples تظهر الشاشة الاتية :



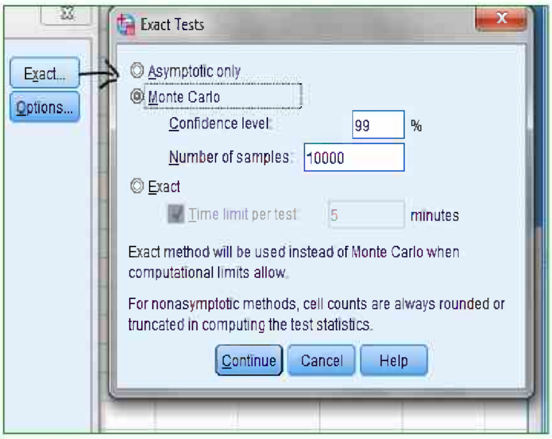
2. انقل متغير Confidence الي مربع Test Variable list

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 اختيار Kruskal-Wallis

7. اضغط علي اختيار 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:

```
NPAR 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
confidence	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 الى 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.

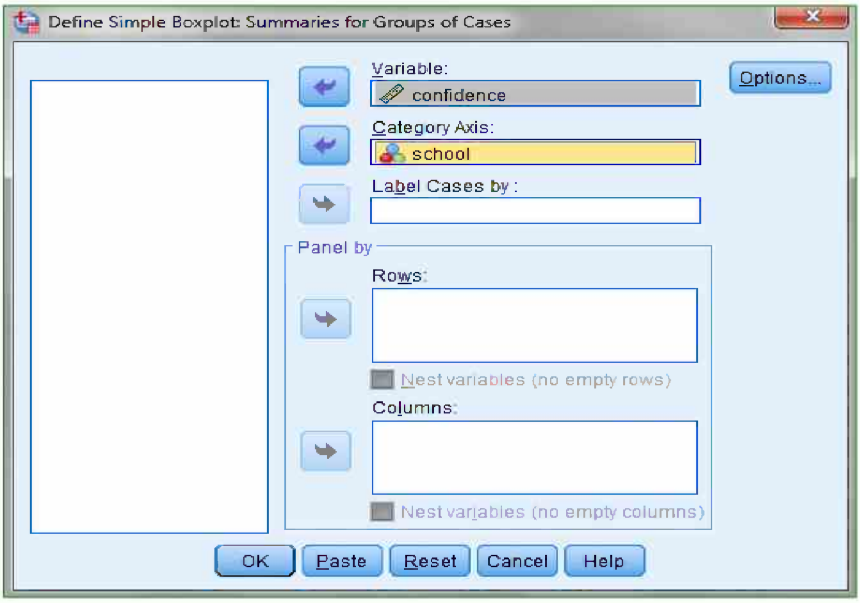
اعطي قيمة احصاء χ^2 كتقريب لكروسكال–ولاس : $\chi^2 = 9.574$ لاحظ ان احصاء كروسكال–ولاس بالحسابات اليدوية : $\chi^2 = 7.86$ ودرجات الحرية: $df = 3 - 1 = 2$ ، ثم اعطي البرنامج P الاحتمالية تحت مسمي $\text{Asymp. Sig}(p) = 0.008$ ويستخدم لاحجام العينات الكبيرة ، لاحظ ان تقدير مونت كارلو للدلالة $P = 0.002$ 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 ثقتنا 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.

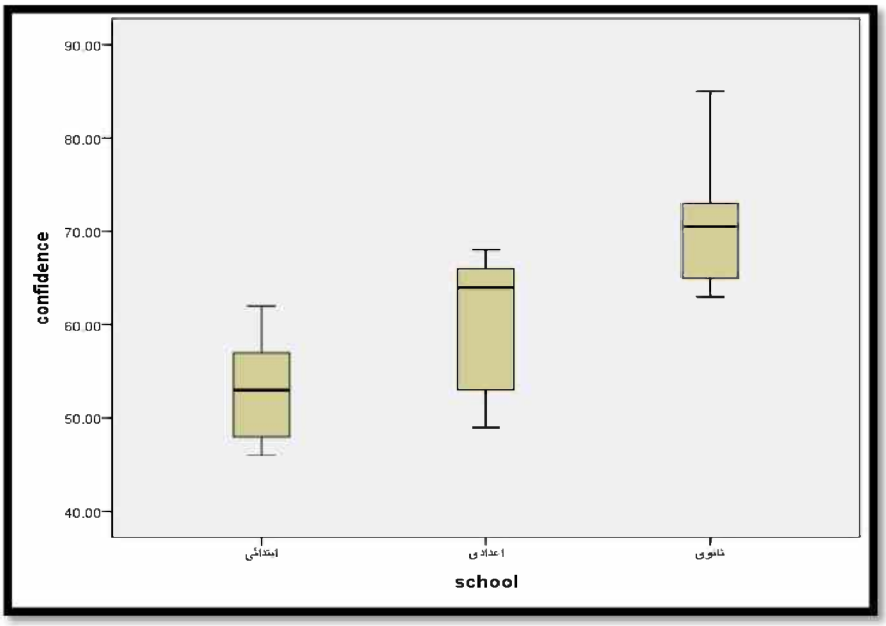
المقارنات البعدية لكروسكال- ولاس الدالة احصائياً

اولاً:عـرض Boxplot: احد الطـرق الوصـفية للمقارنـات البعديـة هـو العـرض البيـاني لـدرجات المجموعات الثلاثة كالاتي:

1. اضـغط 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 بمعني وجود فروق في رتب الثقة لمدرسى المرحلة الثانوية والابتدائية وبكل تأكيد الدلالة لصالح متوسط الرتب الاعلي لمدرسى 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 الاولي (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:

$$|\bar{R}_u - \bar{R}_v| \geq Z\alpha \Big/ K(K-1) \sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_u} + \frac{1}{n_v}\right)}$$

فالجزء الايسر هو الفرق بين متوسط الرتب لمجموعتين ولكن خذ القيمة المطلقة لهذا الفرق (تجاهل الاشارة السالبة)، وK عدد المجموعات = *3* ، N حجم العينة الكلي = *17* ، *nu* عدد افراد المجموعة الاولي المناظرة لـ $\bar{R}_u$ ، n_v عدد افراد المجموعة الاخري 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:

$$\alpha/K(K-1) = \frac{0.05}{3x2} = \frac{0.05}{6} = 0.00833$$

وبالبحـــث فـــي جـــدول Z تحـــت العمـــود المســـمي portion Smaller بالقيمـــة 0.0083 نجد ان اقرب قيمة لها 0.00842 وهي تناظر القيمة 2.39 في العمود Z

وعليه فان :

$$\text{الفرق بين متوسطات الرتب} = 2.39\sqrt{\frac{17(18)}{12}\left(\frac{1}{6}+\frac{1}{6}\right)}$$

$$= 2.39\sqrt{25.5\ (0.1944)}$$

$$=2.39\sqrt{4.958} = 5.32$$

وعلـــي ذلـــك فـــان اذا كـــان الفـــرق بـــين الثالثـــة والاولـــي اكبـــر مـــن 5.32 فانـــه توجـــد فـــروق احصـــائية بـــين المجمـــوعتين، والفـــرق بـــين متوســـطات الرتـــب للمجمـــوعتين الاولـــي والثالثـــة هو: $9.00 = 4.67 - 13.67$، وبما ان$5.32 < 9.00$ وبالتالي توجد فروق ذات دلالة احصائية بين رتب المجموعة الثالثة والاولي ولصالح المتوسط لاعلى.

وعنـــد حســـاب الفـــرق بـــين المجموعـــة الاولـــي والثانيـــة وفـــي هـــذه الحالـــة يوجـــد عـــدم تســـاوي للعيناتحيث $n_v = 5$ و $n_u = 6$ وعليه يتم تقدير قيمة Z كالاتي:

$$Z = 2.39\sqrt{\frac{17(18)}{12}\left(\frac{1}{6}+\frac{1}{5}\right)}$$

$$= 2.39\sqrt{25.5\ (0.233)}$$

$$= 2.39 X 2.43 = 5.829$$

والفرق بين متوسطات رتب المجموعة الاولي والثانية:$3.93 = 8.60 - 4.67 =$

وبما ان: $5.32 > 3.93$ ، وبالتالى 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 :$5.07 = 8.60 - 13.67 =$

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 الاولي 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 كالاتى:

تنفيذ اختبار الوسيط لاكثر من مجموعتين فى SPSS

1. اضغط Analyze → Nonparametric tests → Legacy Dialogs → K Independent samples

2. اتبع الخطوات السابقة كما في كروسكال – ولاس

3. اضغط علي Median بجانب اختيار Kruskal-Walls(H)

4. اضغط OK

المخرج:

اعطي الجدول الاول Frequencies :

```
NPAR TESTS
  /MEDIAN=confidence BY school(1 3)
  /MISSING ANALYSIS.
```

NPar Tests

Median Test

Frequencies

		school		
		ابتدائى	اعدادى	ثانوى
confidence	> Median	0	3	5
	<= 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 هي: Asmp. Sig = 0.012 وعليه يُرفض H_0 ووبالتالي توجد فروق بين المجموعات الثلاثة في الثقة بالنفس.

الفصل السابع عشر

إختبار فريدمان للعينات المرتبطة

Friedman Test

يعتبـر اختبـار فريـدمان هـو الإختبـار اللابـارامتري المقابـل لتحليـل التبـاين أحـادي الاتجـاه للقياسـات المتكررة NOVA– One way repeated وتم تطـوير هـذا الإختبـار علـى يـد الإقتصـادي المشـهور Milton Friedman ويختبـر مـا إذا كـان وسـيط المجتمعـات متسـاوي عبـر القياسـات المتكـررة لـنفس الأفـراد، بكلمـات اخـرى يختبـر الفـرض الصـفري القائـل لا فـرق بـين القياسـات علـى نفـس العينـة أو عبـر أكثـر مـن معـالجتين، ولـيس شـرطاً أن يسـتخدم اختبـار فريـدمان علـى قياسـات مـن نفـس الأفـراد بـل يمكـن اسـتخدامه علـى قياسـات مـن مجموعـات متنـاظرة Matched Measures ويطبـق علـى الرتـب بـدلا مـن الـدرجات الخـام وعلـى الـرغم مـن أن اختبـار ANOVA لديـه مناعـة ضـد عـدم تحقـق شروط استخدامه إلا أنه يوجد بديل أخر لا بارامتري وهو اختبار فريدمان.

اختبارات الفروض لقضية بحثية

أراد باحـث إختبـار مـا إذا كانـت المحاضـرة المرتبطـة بالمعينـات البصـرية لهـا فاعليـة فقـام الباحـث بالحصـول علـى 17 فـرد يأخـذون نفـس المحاضـرة تحـت ثلاثـة شـروط أو ظـروف مختلفــة هــى الأولــى المحاضــرة بــدون أي مســاعدة بصــرية، والثانيــة يوجــد مســاعدات بصـرية محـددة مثـل الشـفافيات والثالثـة يوجـد مسـاعدات بصـرية متنوعـه عديـدة وقـام بتقـدير جـودة المحاضـرة علـى مقيـاس مـن 75 نقطـة(درجـة) وبمـا ان القياسـات علـى نفـس الأفـراد وعلــى نفـس المعالجـات الثلاثــة نتوقــع وجــود ارتبــاط بــين القياســات الثلاثــة وفيمــا يلــي البيانات:

الطالب	بدون معينات	معينات محدودة	معيناتعديدة
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 فى 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 – فتري – 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 أبائهم العقلي.

5. **النموذج الإحصائي:**إحصاء النموذج البسيطstatistics Bivirate، **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 (H0):** 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 (HA):** 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 كالأتي:

- **العشوائية:** إختيار أفراد العينة يجب أن تكون عشوائياً من المجتمع.
- **الإستقلالية:** درجة كل فرد لا تتأثر بدرجة إختبار فرد الأخرفي نفس المجموعة وإذا كان التصميم من نوعية التصميمات المتكافئة فإن مجموع الدرجات للمجموعة الأولى لا تتأثر بدرجات المجموعة المناظرة.

- توزيـــع إختبـــار χ^2 وإختبـــار فريـــدمان يعطـــوا نتـــائج متقاربـــة نســـبياً لحجـــم العينـــات كبيـــرة وغالباً تكون النتائج دقيقة لحجم عينة أكبر من 30 فرداً.
- توزيـع فـروق الـدرجات بـين أي زوج تكـون متصـلة ومنتظمـة فـي المجتمـع وهـذه المسـلمة تتطلب عدم وجود تكرارت أو رتب متشابهة.

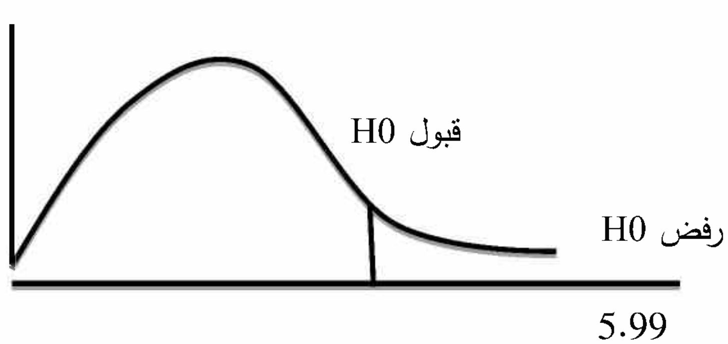
ويتم التعويض في قانون فريدمان كالآتي:

$$\chi_f^2 = \frac{12}{NK(K+1)}\sum R^2 - 3N(K+1)$$

- χ_f^2 اختبار كاى تربيع
- N العدد الكلي للعينة.
- K عدد الظروف أو القياسات
- $\sum R$ مجموع رتب كل القياسات أو المستويات.

ودرجات الحريةلاختبار χ^2: $=3-1=2$ **df=K-1**

3. **مســتوى دلالـــة إحصــائية وقاعــدة القــرار:** ويختبــر الفــرض الإحصــائي الصــفري عنــد مســتوى دلالـــة إحصـــائية 0.05 ، وبالكشـــف فـــي جـــدول χ^2 بــ df=2, α=0.05 فــإن قيمـــة χ^2 الحرجـــة = 5.99. وتكـون قاعـدة القـرار كـالآتي: القيمـــة المحســوبة ≤ القيمـــة الحرجة، إذاً نرفض الفرض الصفري.



4. **الحسابات:** لحساب إختبار فريدمان اتبع الخطوات الأتية:

أ- رتب درجات كل صف لكل فرد على حدة في القياسات الثلاثة.

ب-اجمع رتب كل قياسة أو مجموع العمود.

ت-احسب إحصاء χ_f^2 من المعادلة السابقة وفيما يلي الحسابات:

الطالب	Xالمجموعة الأولى	R1 رتب المجموعة	Xالمجموعة الثانية	R2	Xالمجموعة 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**
$\sum R$		30		45		**27**

وعليه فإن:

$$\chi_f^2 = \frac{12}{17 \times 3 \times 4}\left((30)^2 + (45)^2 + (27)^2\right) - 3 \times 17(3+1)$$

$$= \frac{12}{204}(3654) - 204$$

$$= 10.94$$

5.القرار والتفسير: بما أن القيمة المحسوبة لـ **(10.94)** χ_f^2 **> 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 comparsions أوالاختبارات التتبعية Follow up Test اللابارامترية حيث تهدف لتحديد الدلالة لصالح أي مجموعة أو قياسات ويمكن إجراؤها من خلال إختبار 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 $\frac{0.05}{3} = 0.0167$.

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 من0.0 إلى 1.0 حيث القيمة العليا تشير إلى علاقة قوية(Green & Salkind, 2014) وتُقدر من الصيغة الأتية:

$$W = \frac{\chi^2}{N(K-1)}$$

$$W = \frac{10.94}{17 \times 2} = \frac{10.94}{34} = 0.32$$

ويفسر مثل حدود(1988) Cohen لمؤشر r حيث اذا كانت 0.5 $\leq$ r فإنه يوجد حجم تأثير كبير حيث يوجد ارتباط قوي أو اتفاق كبير بين قياسات الأفراد.

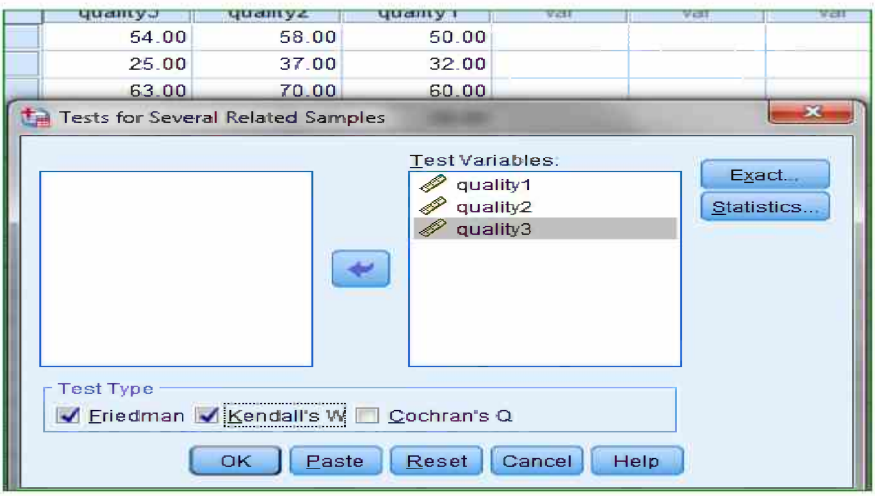
تنفيذ اختبار Friedman في SPSS

اولاً: ادخال البيانات: 1.اضغط Variableview

2. تحت عمود Name اكتب مسمي ثلاث متغيرات وهي : (لا معينات) Quality$_1$، (معينات محدودة) Quality$_2$، (معينات متنوعة) Quality$_3$

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 :

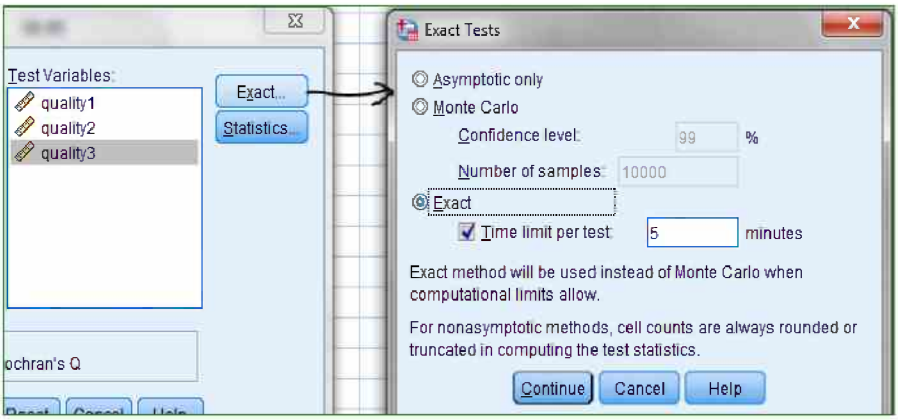


2. انقل المتغيرات الثلاثة الي مربع Test variable

3. في مربع Test type اضغط علي Friedman و Kendall's W

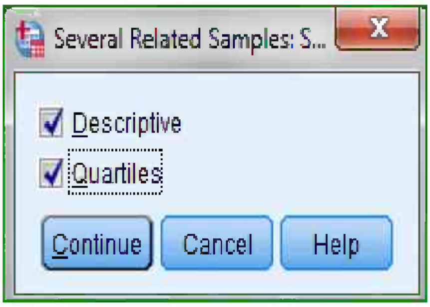
لاحظ ان اختبار W Kendall مثل اختبار Friedman ولكنه يستخدم لقياس الاتفاق بين المقدرين وهنا بين الافراد وهو احصاء مفيد لحساب حجم التأثير ويسميه البعض معامل Coefficient of Concordance (w)

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	Percentiles 50th (Median)	Percentiles 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 $Quality_2$ لها اعلي متوسط، راعي ان الاختبار لابارامتري لا يأخذ في حسبانه المتوسطات لانه يحول الدرجات الي رتب. وكذلك اعطي الارباعيات الاول 25 والثاني 50 والثالث 75 حيث ان الارباعي الثالث لـ $Quality_2$ = 55 بمعني ان هذه الدرجة يقع فوقها 25% من القيم وتحتها 75% من القيم.

الجدول الثاني:

Friedman Test

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

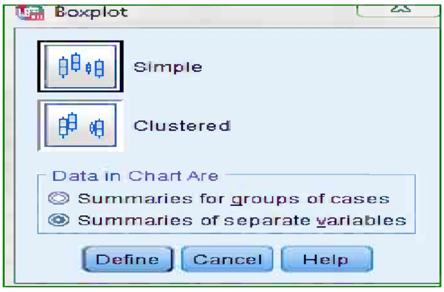
a. Friedman Test

وهي احصائيات الاختبار حيث N = 17 حجم العينة و χ^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: (α) 0.05 > 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 :

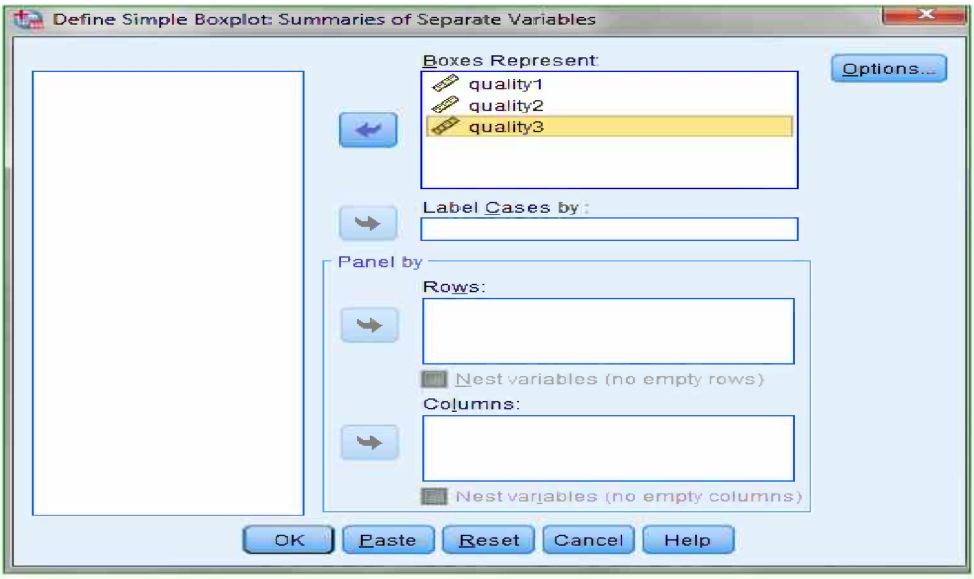
اولاً: الطريقة الوصفية البيانية: عرض شكل Boxplot ويمكن تنفيذه كالاتي:



1.اضغط Graphs → Legacy Dialogs → Boxplot تظهر الشاشة الاتية:

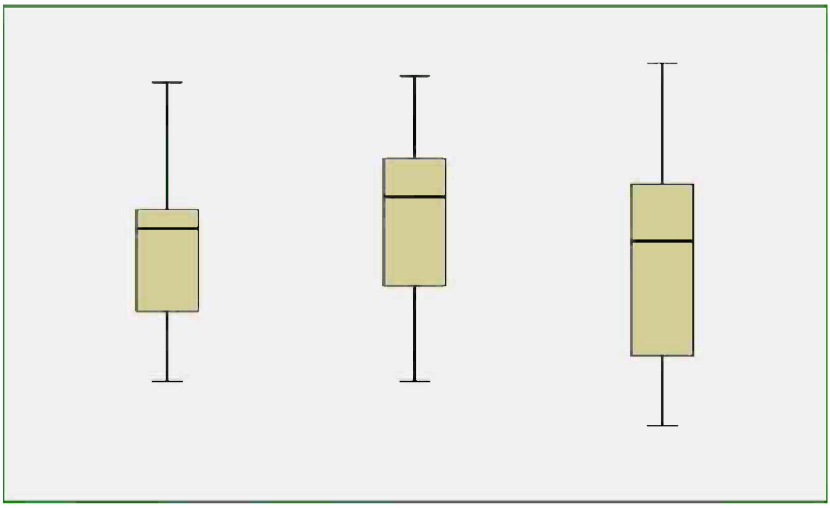
2.اضغط Simple ثم اضغط Summaries for separate variables

3.اضغط Define تظهر الشاشة الاتية:



5.انقل المتغيرات الثلاثة الي مربع Boxes Represent

6.اضغط OK يعطي الرسم البياني الاتي :



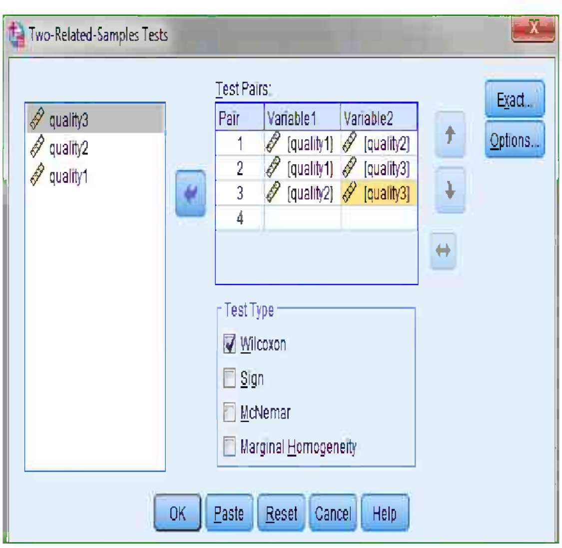
والواضح ان وسيط متغير $Quality_2$ اكبر من وسيط $Quality_1$ و $Quality_3$ ويبدو ان وسيط $Quality_1$ و $Quality_3$ متقارب وعليه يمكن استنتاج ان الدلالة ترجع الي $Quality_2$ بمعني ان وجود معينات محدودة مناسبة تؤدي الي جودة محاضرة مقارنة بالمعينات الكثيرة المتنوعة وبعدم وجود معينات علي الاطلاق ولكن هذا استنتاج 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 :

$$= \frac{\alpha}{\text{عدد الازواج}} = \frac{0.05}{3} = 0.0167$$

- **اجراء اختبار ويلكوكسون بين $Quality_1$ و $Quality_2$**

(يمكن اجراء هذه المقارنات الثلاثة في امر واحد). كما هو واضح في الشاشة :



اتبع خطوات تنفيذ اختبار ويلكوكسون 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

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

حيث $Z = -2.819$, $P = 0.005 < 0.0167$، وعليه توجد فروق دالة في جودة المحاضرة باستخدام معينات محدودة ولا معينات علي الاطلاق.

- **اختبار ويلكوكسون بين $Quality_1$ و $Quality_3$**: حيث

$Z = -0.996$, $P = 0.319 > 0.0167$ ولا فروق دالة احصائياً بين $Quality_1$ و $Quality_3$

- **اختبار ويلكوكسون بين $Quality_2$ و $Quality_3$: 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 :

$$|\bar{R}_u - \bar{R}_v| \geq Z\alpha/K(K-1)\sqrt{\frac{K(K-1)}{6N}}$$

$$\frac{\alpha}{K\ (K-1)} = \frac{0.05}{3X2} = 0.00833$$

وبالبحث في جدول Z في عمود portion Smaller بالقيمة 0.00833 نجد انها تقابل قيمة تحت عمود Z نجد انها تقع بين قيمتين 0.00842 و 0.00820 وهما مقابلين لقيمتيZ2.39 و 2.40 ويمكن اخذ متوسط القيمة 2.40 اذا:

$$\text{الفرق} = 2.40 \sqrt{\frac{3\ (3+1)}{17X6}}$$

$$= 2.40 \text{ X } 0.3429 = 0.823$$

ومتوسطات الرتب في المخرج السابق(فريدمان) اذاً بحساب الفرق بين متوسط الرتب لـ $Quality_1$ و $Quality_2$ كالاتي: $0.89 = 1.76 - .65$، وعليه $0.89 > 0.823$ وبالتالى يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين جودة المحاضرة بدون معينات وبوجود معينات محدودة.

وبحساب الفرق بين متوسط الرتب لـ $Quality_1$ و $Quality_3$:

$$1.76 - 1.59 = 0.17$$

وبما ان $0.823 > 0.17$،اذاً لا توجد فروق ذات دلالة احصائية.

ولحساب الفروق بين $Quality_2$ و $Quality_3$ كالاتي: $1.06 = 1.59 - 2.65$، وبما ان $0.823 > 1.06$ ،اذا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين جودة المحاضرة بمحددات محدودة وجودة المحاضرة بمحددات متنوعةوهذه نفس النتائج التى افرزها اختبار ويلكوكسون.

كتابة نتائج إختبار فريدمان في تقرير البحث وفقا 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 α=0.016 واتضح وجود فروق بين جودة المحاضرة

لمعينات محدودة ولغير المعينات: $Z = - 2.819$, $0.005 < 0.016$, $r = 0.68$

وعــدم وجــود فــروق بــين جــودة المحاضــرة باســتخدام معينــات متنوعــة وجودتهــا بــدون

معينات علي الاطلاق $Z = - 0.996$, $0.319 > 0.016$, r= 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 علية 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(ثلاثه- 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 ماإذا 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	اكتوبر	فبراير	مارس	ابريل
1	0	0	1	1	1
2	0	1	0	1	1
3	١	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 (ناجح1- راسب0)، القياسات: متغير مستقل- اسمي بخمسة مستويات.

4. **التصميم البحثي:** تصميم القياسات المتكررة بمعنى قياسات نفس المتغير عبر فترات زمنية متنوعه، 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 و**الإختبار المستخدم:**اختبار كوكران Q.

خطوات اختبارات الفروض الصفرية

1. **الفروض الإحصائية:** تصاغ الفروض الإحصائية بصورة كيفية وليست رموز لعدم وجود معالم للمجتمع مثل المتوسط والإنحراف المعياري.

الفـــرض الصـــفري (H0): لاتوجـد فـروق دالــة إحصــائية فــي نسـب المجتمــع أو لا توجـد فـروق فــي تكـرارات الاسـتجابات بـين مـرات القياســات (الاعمـدة) أو احتمــال الإسـتجابة نعـم 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:

$$Q = \frac{(K-1)\left[K\sum G_j^2 - (\sum G_j)^2\right]}{K\sum L - \sum L^2}$$

حيث:

- Kعدد المعالجات أو مرات القياس.
- Gالعدد الكلي للاستجابة نعم في القياسات الخمسة.
- L العدد الكلي للاستجابات نعم في الصف.

و $\sum Gj = G1 + G2 + G3 + G4 + G5$

3. **مسـتوى دلالــة إحصــائية وقاعـدة القـرار:** اختبـر الباحـث الفـرض الصـفري عنـد مسـتوى دلالة إحصائية$\alpha=0.05$ ، وتوزيع Q هو مماثل لتوزيع χ^2 حيث:

$$df=K-1=5-1=4$$

إذن قيمـــة الحرجـــة (χ^2) = 9.48، وعليـــه فـــإذا كانـــت :Q المحســـوبة $\leq \chi^2$ الجدوليـــة 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
∑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^2الحرجة(9.48)، واذاً 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 مسؤلة عن اتجاه الدلالة بمعنى اى القياسات احدثت 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 مسؤلة عن احداث هذه الدلالة خاصة بمقارنتها بشهر اكتوبر وشهر سبتمبر ولكن هذا وصف احصائي وبدون استدلال، علية فالمدخل الأخر هو اجراء اختبار مكنمار لكل قياستين مثلاً اكتوبر ومارس واختبار مكنمار لكل زوج Pairwise comparisons من القياسات بمعنى اجراء عشر اختبارات مكنمار لمعرفة أي المجموعتين أو القياستين أحدثت

الدلالــة و إجرائــه فــي برنــامج SPSS ولكــن يجــب الأخــذ بمســتوى دلالــة احصــائية $\frac{0.05}{5}$ (0.001) وذلك لمنع حدوث تضخم الخطأ النوع الأول.

6. **حجــم التــأثير:** مــن خــلال الصــيغة الســابقة المســتخدمة فــي اختبــار فريــدمان وهــي kendall’ws كالاتي:

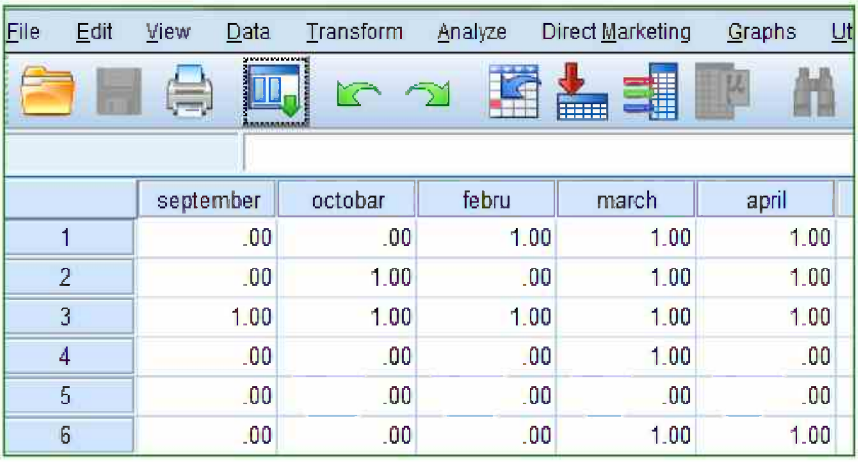
$$W = \frac{\chi^2}{N(K-1)} = \frac{9.82}{6(5-1)} = 0.409$$

اجراء اختبار كوكران في SPSS

اولاً: ادخال البيانات: 1. اضغط Variable view

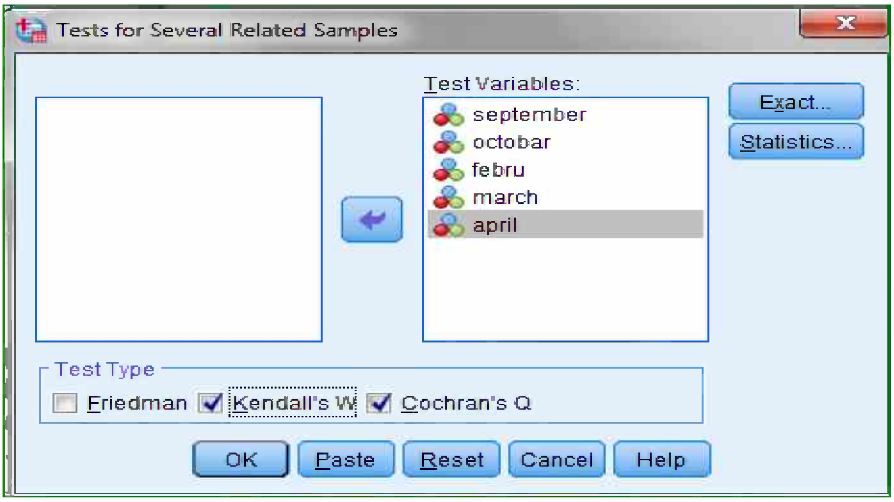
2. اكتــب مســمي المتغيــرات فــي عمــود Name كالاتي:تحصــيل شــهر ســبتمبر September، تحصــيل شــهر اكتــوبر October، تحصــيل شــهر فبرايــر February،تحصيل شهر مارس March، تحصيل شهر ابريل April

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 Cochran' Q , Kendall's w فى مربع Test type اسفل الشاشة.

4. اضغط علي اختيار Exact واضغط Exact

5. اضغط Continue ثم OK

ثالثاً: المخرج :

فـي شـهر سـبتمبر حصـل خمسـة طـلاب علـي 0.0 بمعنـي راسـب وطالـب واحـد نـاجح، فـي شـهر ابريل 2 طلبة راسـبين 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

وقيمة Asymp. Sig (P) = 0.044

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.

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.

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

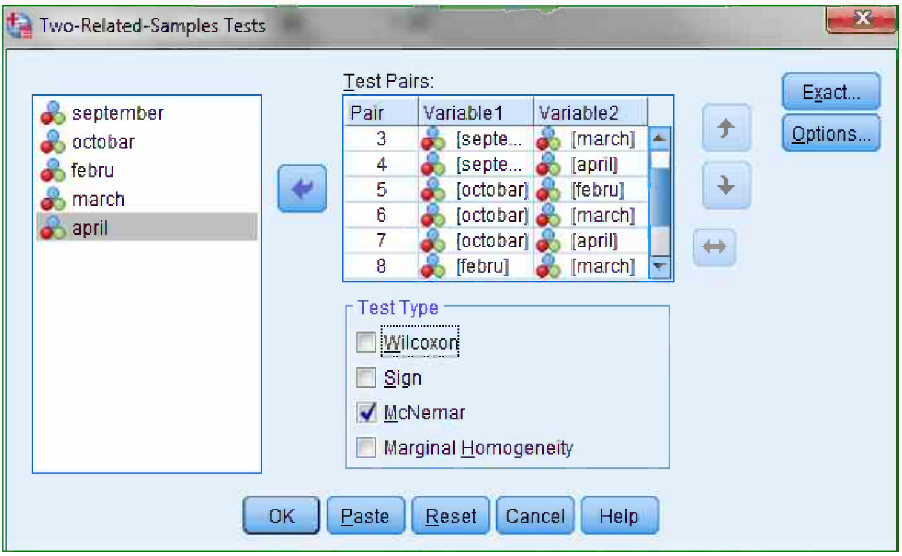
قيمة معامل التوافق,W=0.409 وهي تعبر عن اتفاق بدرجة متوسطة بين نسب النجاح عبر الشهور الخمسة وهى تعتبر بمثابة حجم التأثير.

المقارنات البعدية او التتبعية لنتائج كوكران الدالة احصائياً: ولان قيمة اختبار كوكران تشير الى ان التغير بين على 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

ويتم تنفيذه كالاتي:1.اضغط Analyze → Nonparametric Tests → Legacy 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 & febru	september & march	september & april	octobar & febru	octobar & march	octobar & april	febru & march	febru & 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 قيمةP في اختبار كوكران كانت كبيرة 0.046 اي انها دلالة احصائية بالكاد. ولكن اذا طبقنا تصحيح بونيفروني وهو: $0.005 = \frac{0.05}{10} = \frac{\alpha}{\text{عدد المقارنات}} =$

نلاحظ انه لا يوجد فرق دال احصائياً حيث: $0.005 > 0.046$(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 $Q = 9.818$, $P = 0.042 < 0.05$, $w = 0.409$

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: MaGraw-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* . Hobkoken: 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 introducation.* 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 sciemces*(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). *Expermintal and quasi-experimental designs for generalized causal inference. Boston:* Hougheton 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.