اختبار الفرضيات باستخدام الإحصاء اللابارامترى

Non Parametric Statistics

وباستخدام برنامج SPSS.

أ.د/ محمد ربيع حسنى إسماعيل
أستاذ المناهج وطرق تدريس الرياضيات
ورئيس قسم المناهج بكلية التربية – جامعة المنيا

تناولنا فى العددين السابقين (يناير ٢٠١٦)، (أبريل ٢٠١٦ جـ١) كيفية استخدام الإحصاء البارامترى (اختبار "ت" - تحليل التباين) فى اختبار الفرضيات، وكلاهما يستخدم لاختبار الفرضيات إذا كان توزيع البيانات اعتداليا أو قريب إلى الاعتدالية ،وإذا لم يتوفر ذلك فإن استخدام هذه الاختبارات لا يصلح لاختبار الفرضيات، وفى هذه الحالة نحتاج إلى إحصاء آخر يتعامل مع التوزيعات الحرة غير المقيدة بشكل التوزيع التكرارى، يسمى هذا الإحصاء بالإحصاء اللابارامترى.

كما أن هناك عامل آخر يجعلنا نستخدم الإحصاء اللابارامترى وهو عندما يكون حجم العينة صغير وغير متأكدين من أن بيانات المتغير تخضع للتوزيع التكرارى، بالإضافة إلى أن الإحصاء اللابارامترى يتناسب مع البيانات التى تكون على الصورة الاسمية والرتبية التى يفشل الإحصاء البارامترى فى معالجتها.

وفيما يلى سنتناول الاختبارات الإحصائية اللابارامترية المستخدمة لفحص الفرضيات.

أولاً: الاختبار ت الإحصائية اللابارامترية المستخدمة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين:

يوجد عدة اختبارات إحصائية لابارامترية تستخدم لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين والتى تستخدم كبديل لاختبار "ت" لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين عندما يكون التوزيع غير اعتدالى ،ومن أكثر هذة الاختبارات استخداما هو اختبار مان – وتنى Mann-Whitney U .

وفيما يلى نوضح الإجراءات المتبعة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين (غير مرتبطتين) باستخدام اختبار مان – وتنى

١- فى حالة العينات الصغيرة (حجم كل مجموعة لا يزيدعن ٢٠)

يستخدم اختبار "مان – وتنى" لفحص الفرضيات التى تحتوى على متوسطين وذلك باستخدام القانون التالى:

$$\text{ى}_{\text{ك}} = \text{ن}_{١}\,\text{ن}_{٢} + \frac{\text{ن}_{\text{ك}}(\text{ن}_{\text{ك}}+١)}{٢} - \text{مجـ}\,\text{ر}_{\text{ك}} \qquad \text{حيث ك} = ١، ٢$$

حيث:

$ن_١$:عدد أفراد المجموعة الصغرى $ن_٢$: عدد أفراد المجموعة الكبرى .
مجـ $ر_ك$: مجموع رتب المجموعة ك

ويتم فحص الفرضيات فى حالة العينات الصغيرة باستخدام اختبار "مان – وتنى " باتباع الخطوات التالية:

أ- تحويل الدرجات إلى رتب بحيث يكتب أمام كل درجة رتبتها فى المجموعتين وليس رتبتها فى مجموعتها التى تنتمى إليها ، وذلك بأن نعطي لأصغر قيمة من القيم فى المجموعتين الرقم (١) والتى يليها الرقم (٢) .... **وهكذا** ، وإذا وجدت قيماً متساوية نعطي الوسط الحسابي لرتبهم فمثلاً لو هناك قيمتان متساويتان ٨ , ٨ وكان ترتيبهم ٤ , ٥ فإننا نعطي كلا منهما ٤.٥ لأن الوسط الحسابي لرتبهم (٤+٥)/٢= ٤.٥ ثم نعطي القيمة التى بعدها الرقم (٦) لو أن هناك ثلاث قيم متساوية ١٢ , ١٢ , ١٢ وكان ترتيبهم ٧, ٨ , ٩ فإننا نعطي كلا منهم الرقم (٨) لأن الوسط الحسابي للرتب الثلاث هو ٨ ثم نعطي القيمة التى بعد ذلك الرقم (١٠).

ب- نوجد مجموع الرتب لكل مجموعة على حده مجـ $ر_١$ ، مجـ $ر_٢$

جـ - نوجد $ى_١$ ، $ى_٢$ حيث :

$$ى_١ = ن_١ ن_٢ + \frac{ن_١(ن_١+١)}{٢} - مجـ ر_١$$

ج - نأخذ القيمة الأصغر من بين $ى_١$ ، $ى_٢$ فهى تمثل قيمة ى المحسوبة لاختبار مان – وتنى

د - من جدول القيم الحرجة لاختبار مان – وتنى نوجد " ى " الجدولية عند " $ن_١$" الصغرى ، " $ن_٢$ " الكبرى.

هـ - نقارن بين قيمة " ى " المحسوبة وقيمة ى الجدولية :

إذا كانت قيمة ى المحسوبة $\leq$ قيمة ى الجدولية فإنه يوجد فرق دال إحصائيا، وهذا الفرق لصالح المجموعة ذات المتوسط الأكبر .

وإذا كانت قيمة ى المحسوبة > قيمة ى الجدولية فإنه لايوجد فرق دال إحصائيا .

مثال (١): الجدول الآتى يبين درجات درجات طلاب مجموعتين فى اختبار تحصيلى لمادة اللغة الانجليزية كما يلى:

الأولى	١١	١٢	١٢	٦	٥	٤	٢	٢	١٠	٥
الثانية	١٤	١٧	١١	١١	٦	٤	١٧	٨		

تحقق من صحة الفرضية التالية:

- يوجد فرق دال احصائيا بين متوسطى رتب درجات طلاب المجموعتين الأولى والثانية في الاختبار التحصيلى لصالح طلاب المجموعة الثانية .

الحل :

حجم المجموعة الأولى = ١٠ حجم المجموعة الثانية = ٨

بالتالى **حجم كل مجموعة** لا يزيد عن ٢٠

$ن_١$ عدد أفراد المجموعة الصغرى (المجموعة الثانية)=٨

$ن_٢$ عدد أفراد المجموعة الكبرى (المجموعة الأولى)=١٠

- نحول الدرجات إلى رتب ،ونوجد مجموع الرتب لكل مجموعة على حده مجـ $ر_١$ ، مجـ $ر_٢$ كما فى الجدول التالى :

المجموعة الأولى		المجموعة الثانية	
الدرجة	الرتب (الترتيب)	الدرجة	الرتب (الترتيب)
١١	١٢	١٤	١٦
١٢	١٤.٥	١٧	١٧.٥
١٢	١٤.٥	١١	١٢
٦	٧.٥	١١	١٢
٥	٥.٥	٦	٧.٥
٤	٣.٥	٤	٣.٥
٢	١.٥	١٧	١٧.٥
٢	١.٥	٨	٩
١٠	١٠		
٥	٥.٥		
ن ٢ =١٠	مجـ $ر_٢$=٧٦	$ن_١$ = ٨	مجـ $ر_١$ =٩٥
متوسط الرتب = ٧.٦		متوسط الرتب = ١١.٨٨	

- نوجد $ى_١$ ، $ى_٢$

$$ى_١ = ن_١ ن_٢ + \frac{ن_١(ن_١+١)}{٢} - مجـ ر_١$$

$$ى_١ = (٨)(١٠) + \frac{٨(٨+١)}{٢} - ٩٥ = ٢١$$

$$\text{ى}_{٢} = \text{ن}_{١}\text{ن}_{٢} + \frac{\text{ن}_{٢}(\text{ن}_{٢}+١)}{٢} - \text{مجـ ر}_{٢}$$

$$\text{ى}_{٢} = (٨)(١٠) + \frac{١٠(١٠+١)}{٢} - ٧٦ = ٥٩$$

نأخذ القيمة الأصغر من بين ى ١، ى ٢ فهى تمثل قيمة ى المحسوبة ى= ٢١

- من جدول القيم الحرجة لاختبار مان – وتنى لدلالة الطرف الواحد عند ن١= ٨ ، ن٢ = ١٠ نجد أن :ى الجدولية عند مستوى ٠.٠٥ = ٢٠ ، عند مستوى ٠.٠١ = ١٣

ى الجدولية عند مستوى ٠.٠٥ ،و عند مستوى ٠.٠١ >ى المحسوبة وبالتالى لا يوجد فرق دال احصائيا بين متوسطى رتب درجات طلاب المجموعتين الأولى والثانية في الاختبار التحصيلى .

ومن ذلك نستنتج عدم صحة الفرضية المطلوب التحقق من صحتها .

والجدول الآتى يوضح البيانات السابقة:

دلالة الفرق بين متوسطي رتب درجات طلاب المجموعتين الأولى والثانية

في الاختبار التحصيلى باستخدام ختبار مان – وتنى Mann-Whitney

البيان المجموعة	العدد	مجموع الرتب	متوسط الرتب	ى	دلالة ى
الأولى	١٠	٧٦	٧.٦	٢١	غير دالة
الثانية	٨	٩٥	١١.٨٨		

٢- فى حالة العينات الكبيرة (حجم أى مجموعة يزيدعن ٢٠)

فى حالة العينات الكبيرة (حجم أى مجموعة يزيدعن ٢٠) يقترب التوزيع التكراى لـ (ى) من التوزيع الاعتدالى ولذلك لم تعد جداول للدلالة الإحصائية لـ (ى) لمجموعة يزيد عددها عن ٢٠ ،ولذلك تحسب الدلالة الإحصائية لـ (ى) فى حالة العينات الكبيرة باتباع نفس الخطوات السابقة لاستخدم اختبار مان – وتنى " لفحص الفرضيات لتى تحتوى على متوسطين مع العينات الصغيرة حتى نصل إلى القيمة الصغرى ى ،ثم نكمل الحل بإيجاد الدرجة

المعيارية (ز) ((Z) ، بإيجاد الدرجة المعيارية (ز)

$$ز = \frac{ى - ن\,ن_{٢}}{\sqrt{\frac{ن_{١}\,ن_{٢}\,(ن_{١} + ن_{٢} + ١)}{٢}}}$$

- نقارن القيمة (ز) بالقيم المتعارف عليها في منحنى التوزيع

عند مستوى ٠,٠٥ = ± ١,٩٦ وعند مستوى ٠,٠١= ± ٢,٥٨ لدلالة الطرفين.

عند مستوى ٠,٠٥ = ± ١,٦٤٥ وعند مستوى ٠,٠١ = ± ٢,٣٣ لدلالة الطرف الواحد.

- إذا كانت قيمة ز المحسوبة < قيمة ز المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعى عند مستوى ٠.٠٥. فإن الفرق غير دال إحصائيا .

- إذا كانت قيمة ز المحسوبة> قيمة ز المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعى عند مستوى ٠.٠٥ ، وكانت قيمة ز المحسوبة< قيمة ز المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعى ، فإن الفرق دال إحصائيا عند مستوى ٠.٠٥.

- إذا كانت قيمة ز المحسوبة > قيمة ز المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعى فإن الفرق دال إحصائيا عند مستوى ٠.٠١.

<u>إيجاد اختبار مان – وتنى من خلال برنامج SPSS</u>

حل مثال (١) من برنامج SPSS

الحل : نحسب دلالة الفرق باتباع الخطوات التالية:

١- تعريف المتغيرين من خلال النافذة Variable View وهما التحصيل والمجموعة، ثم إدخال البيانات الخاصة بكل متغير من خلال النافذة Data View

٢- من القائمة الرئسية للبرنامج نختار Analyze ،ومنها نختار NonparametricTests ، ومنها نختار Legacy Dialogs ، ومنها نختار Independent Samples ٢ وبالنقر عليه يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك.

٣- من خلال هذا المربع الحوارى نضع متغير التحصيل فى حقل Test Variable ومتغير المجموعة فى حقل Grouping Variable، وبالنقر على Define Groups فيظهر المربع الحوارى Independent Samples Two، نضع الرقم (١) والذى يمثل المجموعة الأولى فى مستطيل Grop 1 ونضع الرقم (٢) الذى يمثل المجموعة الثانية فى مستطيل Grop2، ثم نضغط على زر Continue فنعود إلى المربع الحوارى الأصلى، ونختار Mann-Whitney U ، وبالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى:

Mann-Whitney Test

Ranks

	المجموعة	N	Mean Rank	Sum of Ranks
التحصيل	الأولى	10	7.60	76.00
	الثانية	8	11.88	95.00
	Total	18		

Test Statistics[b]

	التحصيل
Mann-Whitney U	21.000
Wilcoxon W	76.000
Z	-1.697-
Asymp. Sig. (2-tailed)	.090
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.101[a]

a. Not corrected for ties.
b. Grouping Variable: المجموعة

ومن هذا الجدول نجد أن :

U = 21

مستوى الدلالة للطرف الواحد (٠.١٠١). وهو أكبر من ٠.٠٥. وبالتالى لا يوجد فرق دال ،وأيضا منه نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفرق بين متوسطي رتب درجات طلاب المجموعتين الأولى والثانية في الاختبار التحصيلى باستخدام ختبار مان – وتنى كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (١).

ثانياً: الاختبار ت الإحصائية اللابارامترية المستخدمة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين غير مستقلتين (مجموعة واحدة).

يوجد عدة اختبارات إحصائية لابارمترية تستخدم لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعة واحدة (بالمتوسطين المرتبطين) والتى تستخدم كبديل لاختبار :ت" لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعة واحدة (بالمتوسطين المرتبطين)عندما يكون التوزيع غير اعتدالى ، ومن أكثر هذة الاختبارات استخداما هو اختبار ولكوكسن Wilcoxon Test

وفيمايلى نوضح الإجراءات المتبعة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعة واحدة (بالمتوسطين المرتبطين) باستخدام اختبار ولكوكسن.

١-اختبار ولكوكسن عندما (٤< ن < ١٠ ، حيث ن عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية)

ويتم فحص الفرضيات عندما (٤ <ن ≥ ١٠، حيث ن عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية) باستخدم اختبار ولكوكسن باتباع الخطوات التالية:

- نوجد الفروق بين الدرجات فى التطبيقين .
- نوجد الفروق المطلقة (أي بدون إشارة) ونستبعد الفروق الصفرية .
- نوجد رتب الفروق المطلقة .
- نحدد رتب الفروق الموجبة ونوجد مجموعها ج ١.
- نحدد رتب الفروق السالبة ونوجد مجموعها ج ٢.
- نأخذ القيمة الأصغر من بين ج ١

، ج ٢ فهى تمثل قيمة ج المحسوبة لاختبار ولكوكسن .

- من جدول القيم الحرجة لاختبار ولكوكسن نوجد ج الجدولية لعدد الأزواج (ن) التى لها فروق غير صفرية عند مستوى ٠٥. ،٠١. لدلالة الطرف الواحد أو الطرفين .

- نقارن بين قيمة ج المحسوبة ، قيمة ج الجدولية :

• إذا كانت قيمة ج المحسوبة > قيمة ج الجدولية فإنه يوجد فرق دال إحصائيا، وهذا الفرق لصالح المجموعة ذات المتوسط الأكبر .

• إذا كانت قيمة ج المحسوبة > قيمة ج الجدولية فإنه لايوجد فرق دال إحصائياً.

مثال (٢): الجدول الآتى يبين درجات (٥) طلاب فى اختبار للتفكير طبق عليهم قبل وبعد تطبيق التدريس باسلوب حل المشكلات.

قبلى	٢١	٢٣	١٦	٢١	١٨
بعدى	٢٥	٢٢	١٤	٢٤	٢١

اختبر الفرضية التالية:

لايوجد فرق دال احصائيا بين متوسطى رتب درجات الطلاب في التطبيقين القبلى والبعدى لاختبار التفكير.

الحل: نوجد مجموع رتب الفروق الموجبة والسالبة كما بالجدول التالى:

القبلى	البعدى	الفروق	الفروق المطلقة	رتب الفروق المطلقة	رتب الفروق السالبة	رتب الفروق الموجبة
٢١	٢٥	٤	٤	٥		٥
٢٣	٢٢	١-	١	١	١	
١٦	١٤	٢-	٢	٢	٢	
٢١	٢٤	٣	٣	٣.٥		٣.٥
١٨	٢١	٣	٣	٣.٥		٣.٥
					ج ١ = ٣	ج ٢ =١٢

ج ١ = ٣ ، ج ٢ =١٢ نأخذ القيمة الأصغر من بين ج ١ ، ج ٢ فهى تمثل قيمة ى المحسوبة ج = ٣ ن = ٥ (لأن عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية هى ٥) من جدول القيم الحرجة لاختبار ولكوكسن لدلالة الطرف الواحد عند ن=٥

ج الجدولية عند مستوى ٠.٠٥ = ١

ج المحسوبة > ج الجدولية

وبالتالى لايوجد فرق دال احصائيا بين متوسطى درجات الطلاب في التطبيقين القبلى والبعدى لاختبار التفكير.

والجدول التالى يوضح البيانات السابقة:

دلالة الفرق بين متوسطي رتب درجات تلاميذ مجموعة البحث فى التطبيقين القبلى والبعدي لاختبار التفكيرباستخدام اختبار ولكوكسن.

البيان الرتب	عدد التلاميذ	عدد الرتب	مجموع الرتب	متوسط الرتب	قيمة ج	دلالة ج
السالبة	٥	٢	٣	١.٥	٣	غير دالة
الموجبة		٣	١٢	٤		

- اختبار ولكوكسن عندما (ن > ١٠ ، حيث ن عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية).

عندما يصل عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية إلى ١٠ أزواج فإن التوزيع التكرارى لـ (ج) يقترب من التوزيع الاعتدالى ،ولذلك يفضل أن تحسب الدلالة الإحصائية لـ (ج) فى هذه الحالة باتباع نفس الخطوات السابقة لاستخدم اختبار ولكوكسن لفحص الفرضيات عندما (٤<ن <١٠ ، حيث ن عدد الأزواج التى لها فروق غير صفرية) حتى نصل إلى القيمة الصغرى ج، ثم نكمل الحل بإيجاد الدرجة المعيارية (ز)

$$\text{ز} = \frac{\text{٤ج} - \text{ن}(\text{ن}+\text{١})}{\sqrt{\frac{\text{٢ن}(\text{ن}+\text{١})(\text{٢ن}+\text{١})}{\text{٣}}}}$$

ثم نقارن القيمة (ز) بالقيم المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعى كما وضحنا سابقا عند استخدام اختبار مان – وتنى فى حالة العينات الكبيرة

<u>إيجاد اختبار ولكوكسن من خلال برنامج SPSS</u>

حل مثال (٢) من برنامج SPSS

الحل: نحسب دلالة الفرق باتباع الخطوات التالية:

١- تعريف المتغيرين من خلال النافذة Variable View وهى(القبلى) أى التطبيق القبلى و(البعدى) أى التطبيق البعدى ، ثم نقوم بإدخال البيانات الخاصة لكل متغير من خلال النافذة Data View وهى الدرجات فى التطبيق القبلى لاختبار التفكير تحت المتغير(القبلى)، والدرجات فى التطبيق البعدى لاختبار التفكير تحت المتغير(البعدى) .

٢- من القائمة الرئسية للبرنامج نختار Analyze، ومنها نختار Nonparametric Tests ، ومنها نختار Legacy Dialogs ، ومنها نختار Related Samples ٢ وبالنقر عليه يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك .

٣- من خلال هذا المربع الحوارى نضع المتغير الأول (القبلى) فى حقل 1 Variable، والمتغير الثانى فى حقل Variable 2 ، ونختار اختبار ولكوكسن Wilcoxon ، وبالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى :

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
البعدى - القبلى	Negative Ranks	2[a]	1.50	3.00
	Positive Ranks	3[b]	4.00	12.00
	Ties	0[c]		
	Total	5		

a. البعدى < القبلى
b. البعدى > القبلى
c. البعدى = القبلى

Test Statistics[b]

	البعدى - القبلى
Z	-1.219-[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.223

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

ومن هذا الجدول نجد أن مستوى الدلالة (٢٢٣.). وهو أكبر من ٠٥. وبالتالى لا يوجد فرق دال،وأيضا منه نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفرق بين متوسطي رتب درجات الطلاب في التطبيقين القبلى والبعدى لاختبار التفكير باستخدام اختبار ولكوكسن كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (٢)

ثالثاً: الاختبار ت الإحصائية اللابارامترية المستخدمة لفحص الفرضيات المتعلقة بالمجموعا ت المستقلة.

يوجد عدة اختبارا ت إحصائية لابارمترية تستخدم لفحص الفرضيات المتعلقة بالمجموعات المستقلة والتى تستخدم كبديل لتحليل التباين أحادى الاتجاه عندما يكون التوزيع غير اعتدالى أوحجم المجموعات صغير حيث تجرى هذه الاختبارا ت على مجموعات يصل عدد أفراد كل منها إلى أقل من ٥ أفراد، ومن أكثر هذة الاختبارات استخداما هو اختبار كروسكال واليس.

وفيمايلى نوضح الإجراءات المتبعة لفحص الفرضيات المتعلقة بالمجموعات المستقلة باستخدام اختبار كروسكال واليس.

اختبار كروسكال واليس Kruskal -Wallis:

يعد اختبار كروسكال واليس أمتداداً لاختبار مان – وتنى حيث أنه يجرى تحليل التباين على الرتب بدلا من الدرجات الأصلية ، ويتم فحص الفرضيات باستخدم اختبار كروسكال واليس باتباع الخطوات التالية :

- تحويل الدرجات إلى رتب بحيث يكتب أمام كل درجة رتبتها فى المجموعات وليس رتبتها فى مجموعتها التى تنتمى إليها.
- نوجد مجموع الرتب لكل مجموعة على حده مجـ $ر_١$ ، مجـ$ر_٢$ ، مجـ $ر_٣$ ، مجـ $ر_٤$ - - - - - - -
- نحسب ك من القانون التالى:

$$ك = \frac{(مجـ ر_١)^٢}{ن_١} + \frac{(مجـ ر_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(مجـ ر_٣)^٢}{ن_٣} + --------$$

- نحسب هالقيمة المحسوبة الخاصة باختبار كروسكال واليس من القانون التالى :

$$هـ = \frac{١٢ ك}{ن(ن + ١)} - ٣(ن + ١)$$

حيث $ن = ن_١ + ن_٢ + ن_٣ + ----$

- نوجد $كا^٢$ الجدولية بدرجات حرية = عدد المجموعات – ١ عند مستوى ٠.٠٥، ٠.٠١

نقارن بين قيمة ه المحسوبة ، قيمة $كا^٢$الجدولية :

- إذا كانت قيمة ه المحسوبة > قيمة $كا^٢$ الجدولية فإنه توجد فروق دالة إحصائيا، وهذا الفرق لصالح المجموعة ذى المتوسط الأكبر .
- إذا كانت قيمة ه المحسوبة< قيمة $كأ^٢$الجدولية فإنه لاتوجد فروق دالة إحصائيا .

مثال(٣): احسب دلالة الفروق بين متوسطات رتب درجات تلاميذ ثلاث مجموعات فى اختبار للذكاء من خلال درجات تلاميذ المجموعاتالثلاث المتضمنة بالجدول التالي:

المجموعة	الاولي	الثانية	الثالثة
الدرجات	٤١	٤٣	٤٩
	٣٦	٢٦	٤٧
	٣٣	٢٥	٤٢
	٢٤	١٨	٣٤
	٢١		

الحل:

- تحويل الد رجات إلى رتب ،ونوجد مجموع الرتب لكل مجموعة على حده كما فى الجدول التالى:

المجموعة الأولى		المجموعة الثانية		المجموعة الثالثة	
الدرجة	الرتب	الدرجة	(الرتب)	الدرجة	الرتب
٤١	٩	٤٣	١١	٤٩	١٣
٣٦	٨	٢٦	٥	٤٧	١٢
٣٣	٦	٢٥	٤	٤٢	١٠
٢٤	٣	١٨	١	٣٤	٧
٢١	٢				
$ن_١=٥$	$مجـ ر_١=٢٨$	$ن_٢=٤$	$مجـ ر_٢=٢١$	$ن_٣=٤$	$مجـ ر_٣=٤٢$
متوسط الرتب = ٥.٦		متوسط الرتب =٥.٢٥		متوسط الرتب = ١٠.٥	

$$ك = \frac{(\text{مجـ ر}_١)^٢}{ن_١} + \frac{(\text{مجـ ر}_٢)^٢}{ن_٢} + \frac{(\text{مجـ ر}_٣)^٢}{ن_٣} + \text{--------}$$

$$ك = \frac{(٢٨)^٢}{٥} + \frac{(٢١)^٢}{٤} + \frac{(٤٢)^٢}{٤} = ٧٠٨,٠٥$$

$$هـ = \frac{١٢\ ك}{ن\ (ن+١)} - ٣\ (ن+١)$$

$$هـ = \frac{١٢ \times ٧٠٨,٠٥}{١٣\ (١٣+١)} - ٣\ (١٣+١) = ٤,٦٨٥$$

- من جدول كا^٢

كا٢الجدولية بدرجات حرية = عدد المجموعات – ١ = ٣ – ١ = ٢

عند مستوى ٠.٠٥= ٥.٩٩ ، وعند مستوى ٠.٠١ = ٩.٢١

قيمة ه المحسوبة < قيمة كا ٢ الجدولية.

وبالتالى فإنه لا توجد فروق دالة إحصائيا .

والجدول التالى يوضح البيانات السابقة

دلالة الفروق بين متوسطات رتب درجات طلاب المجموعات الثلاث

في اختبار الذكاء باستخدام كروسكال واليس.

البيان المجموعات	العدد	مجموع الرتب	متوسط الرتب	ه	دلالة ه
الأولى	٥	٢٨	٥.٦	٤.٦٨٥	غيردالة
الثانية	٤	٢١	٥.٢٥		
الثالثة	٤	٤٢	١٠.٥		

فى حالة وجود فروق دالة إحصائيا يتم إجراء المقارنات البعدية لتحديد دلالة الفرق بين كل متوسطى رتب باستخدم اختبار مان – وتنى سابق الذكر .

إيجاد اختبار كروسكال واليس من SPSS

حل مثال (٣) من برنامج SPSS

الحل: نحسب دلالة الفرق باتباع الخطوات التالية :

١- تعريف المتغيرين من خلال النافذة Variable View وهما المجموعة والذكاء، وإدخال البيانات الخاصة بكل متغير من خلال النافذة Data View.

٢- من القائمة الرئسية للبرنامج نختار Analyze ، ومنها نختار Nonparametric Tests ، ومنها نختار Legacy Dialogs ، ومنها نختار K- Independent Samples وبالنقر عليه يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك .

٣- من خلال هذا المربع الحوارى نضع متغيرالتحصيل فى حقل Test Variable ومتغير المجموعة فى حقل Grouping Variable ، وبالنقر على Define Range فيظهر المربع الحوارى Several Independent Sample نضع الرقم (١) والذى يمثل المجموعه الأولى فى مستطيل Minimum ، ونضع الرقم الذى يمثل

المجموعة الأخيرة والمتمثلة هنا فى المجموعه الثالثة أى الرقم ٣ فى مستطيل Maximum ، ثم نضغط على زر Continue فنعود إلى المربع الحوارى الأصلى، ونختار اختبار كروسكال واليس - Kruskal Wallis ، وبالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى :

Kruskal-Wallis Test

Ranks

	المجموعة	N	Mean Rank
التحصيل	الاولى	5	5.60
	الثانية	4	5.25
	الثالثة	4	10.50
	Total	13	

Test Statistics[a,b]

	التحصيل
Chi-Square	4.685
df	2
Asymp. Sig.	.096

a. Kruskal Wallis Test
b. Grouping Variable: المجموعة

من هذا الجدول نجد أن:

Chi-Square = 4.685

- مستوى الدلالة (٠.٠٩٦) وهوأكبر من ٠.٠٥ وبالتالى لا يوجد فرق دال إحصائيا ، وأيضا منه نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفروق بين متوسطات رتب درجات طلاب المجموعات الثلاث في اختبار الذكاء باستخدام كروسكال واليس كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (٣)

رابعاً: الاختبار ت الإحصائية اللابارامترية المستخدمة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعا ت غيرمستقلة .

توجد عدة اختبار ت إحصائية لابارمترية تستخدم لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعة واحدة (بالمتوسطات المرتبطة) والتى تستخدم كبديل لتحليل التباين لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعة واحدة عندما يكون التوزيع غير اعتدالى أوحجم المجموعات صغير، ومن أكثر هذة الاختبارات استخداما هو اختبار فريدمان Friedman Test

وفيمايلى نوضح الإجراءات المتبعة لفحص الفرضيات المتعلقة بالمجموعات المستقلة باستخدام اختبار فريدمان.

- **اختبار فريدمان Friedman Test**

يسمى بتحليل التباين **من** الدرجة الثانية، ويستخدم عندما يطبق اختبار عدة مرات على مجموعة فى عدد من المواقف التجريبية ويراد التعرف على الفروق بين الطلاب فى التطبيقات، أو عندما يراد التعرف على الفروق بين مجموعة فى ترتيبهم حسب الأفضلية لعدد من البدائل كالألعاب أو المواد أو الأنشطة أو التخصصات مثلاً.

ويتم فحص الفرضيات باستخدم اختبار فريدمان باتباع الخطوات التالية :

- تحويل الدرجات الخاصة بالفرد فى المواقف التجريبية إلى رتب، بحيث يكتب أمام كل درجة فرد رتبتها فى المواقف التجريبية.

- نوجد مجموع رتب كل موقف تجريبى على حده مجـ $ر_١$ ، مجـ $ر_٢$ ، مجـ $ر_٣$ ، مجـ $ر_٤$ - - - - - - -

- نحسب مجموع مربعات رتب المواقف التجريبية
ك = (مجـ $ر_١$) ^{٢} + (مجـ $ر_٢$) ^{٢} + (مجـ $ر_٣$)^٢+ - - - -

- نحسب **م** القيمة المحسوبة الخاصة باختبار فريدمان من القانون التالى:

$$\text{م} = \frac{١٢\,\text{ك}}{\text{ن} \times \text{ور}\,(\text{ور}+١)} - ٣\text{ن}\,(\text{ور}+١)$$

حيث : ن عدد أفراد المجموعة وعدد المواقف التجريبية أو عدد البدائل.

- نوجد كا٢ الجدولية بدرجات حرية = عدد المواقف التجريبية أو عدد البدائل – ١ عند مستوى ٠.٠٥، ٠.٠١.

- نقارن بين قيمة كا^٢ المحسوبة ، قيمة كا^{٢}الجدولية :

- إذا كانت قيمة م المحسوبة > قيمة كا^٢ الجدولية فإنه توجد فروق دالة إحصائيا، وهذا الفرق لصالح المجموعة ذى المتوسط الأكبر .
- إذا كانت قيمة م المحسوبة< قيمة كأ^٢ الجدولية فإنه لاتوجد فروق دالة إحصائيا .

مثال(٤): الجدول الآتى يبين درجات (٩) طلاب متأخرين دراسيا فى مقياس للاتجاه نحو الدراسة طبق عليهم أربع مرات مختلفة خلال تطبيق برنامج علاجى عليهم .

الطلاب / التطبيق	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
الأول	١٦	٢٠	٣٠	٢١	١٢	٢٤	٣٢	١٥	١٤
الثانى	١٩	٢٣	٢٥	١٦	٢٠	٣٠	٣٥	٢١	١٩
الثالث	٣٣	٣٦	٣٨	٣٩	٢٨	٤٤	٢٩	٣٢	٢٥
الرابع	٢٧	٣٢	٤٦	٢٠	٢٢	٢٨	٢٤	٢٦	٣٠

-هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الاتجاه نحو الدراسة لدى الطلاب باختلاف مرات التطبيق .

الحل:

- تحويل الدرجات الخاصة بكل فرد فى المواقف التجريبية الأربعةإلى رتب، بحيث يكتب أمام كل درجة للفرد رتبتها فى المواقف التجريبية الأربعة، ثم نوجد مجموع رتب كل موقف تجريبى على حده كما بالجدول التالى:

التطبيق / الافراد	الأول		الثانى		الثالث		الرابع	
١	١٦	١	١٩	٢	٣٣	٤	٢٧	٣
٢	٢٠	١	٢٣	٢	٣٦	٤	٣٢	٣
٣	٣٠	٢	٢٥	١	٣٨	٣	٤٦	٤
٤	٢١	٣	١٦	١	٣٩	٤	٢٠	٢
٥	١٢	١	٢٠	٢	٢٨	٤	٢٢	٣
٦	٢٤	١	٣٠	٣	٤٤	٤	٢٨	٢
٧	٣٢	٣	٣٥	٤	٢٩	٢	٢٤	١
٨	١٥	١	٢١	٢	٣٢	٤	٢٦	٣
٩	١٤	١	١٩	٢	٢٥	٣	٣٠	٤
	مجـ ر$_١$=١٤		مجـ ر$_٢$=١٩		مجـ ر$_٣$ =٣٢		مجـ ر$_٤$=٢٥	
متوسط الرتب	١.٥٦		٢.١١		٣.٥٦		٢.٧٨	

ك = (مجـ ر$_١$)^٢ + (مجـ ر$_٢$)^٢ + (مجـ ر$_٣$)^٢+ - - - -

ك = (١٤)^٢ + (١٩)^٢ + (٣٢)^٢+ (٢٥)^٢= ٢٢٠٦

$$م = \frac{١٢ ك}{ن \times ر (ر + ١)} - ٣ن (ر + ١)$$

$$م = \frac{١٢ \times ٢٢٠٦}{٩ \times ٤ (٤ + ١)} - ٣ \times ٩ (٤ + ١) = ١٢,٠٧$$

- من جدول كا٢

كا٢الجدولية بدرجات حرية = عدد المواقف التجريبية – ١ = ٤ – ١ = ٣

عند مستوى ٠.٠٥ = ٧.٨٢ ، وعند مستوى ٠.٠١ = ١١.٣٤

قيمة م المحسوبة > قيمة كا ٢ الجدولية عند ٠١.

وبالتالى فإنه توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوى ٠١.

توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوى ٠١.فى الاتجاه نحو الدراسة لدى الطلاب باختلاف مرات التطبيق .

والجدول التالى يوضح البيانات السابقة

دلالة الفروق بين درجات طلاب فى التطبيقات الأربع لمقياس الاتجاه نحو الدراسة

باستخدام اختبار فريدمان.

البيان التطبيق	العدد	مجموع الرتب	متوسط الرتب	م	دلالة م
الأولى	٩	١٤	١.٥٦	١٢.٠٧	دالة عند مستوى ٠.٠١
الثانى		١٩	٢.١١		
الثالث		٣٢	٣.٥٦		
الرابع		٢٥	٢.٧٨		

وفى هذه الحالة يتم إجراء المقارنات البعدية لتحديد دلالة الفرق بين كل متوسطى رتب باستخدام اختبار ولكوكسن سابق الذكر .

إيجاد اختبار فريدمان من برنامج SPSS

حل مثال (٤) من برنامج SPSS

الحل: نحسب دلالة الفرق باتباع الخطوات التالية:

١- تعريف المتغيرات من خلال النافذة Variable View وهى التطبيق الأول والثانى والثالث والرابع ، ثم نقوم بإدخال البيانات الخاصة لكل متغير من خلال النافذة Data View وهى الدرجات فى التطبيق الأول والثانى والثالث والرابع لمقياس الاتجاه نحو الدراسة تحت المتغير الخاص بها

٢- من القائمة الرئسية للبرنامج نختار Analyze ،ومنها نختار NonparametricTests ، ومنها نختار Legacy Dialogs ، ومنها نختار K- Related Samples وبالنقر عليه يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك .

٣- من خلال هذا المربع الحوارى نضع متغيرات التطبيق الأول والثانى والثالث والرابع فى حقل Test Variables، ونختار اختبار فريدمان Friedman Test ، وبالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى :

Friedman Test

Ranks

	Mean Rank
التطبيق الأول	1.56
التطبيق الثانى	2.11
التطبيق الثالث	3.56
التطبيق الرابع	2.78

Test Statistics[a]

N	9
Chi-Square	12.067
df	3
Asymp. Sig.	.007

a. Friedman Test

من هذا الجدول نجد أن :

Chi- Square = 12.067

- مستوى الدلالة (٠٠٧.). وهوأقل من ٠٥. وبالتالى توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوى ٠٥. ، وأيضا منه نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفروق بين درجات طلاب المجموعات الاربع في

مقياس الاتجاه نحو الدراسة باستخدام اختبار فريدمان. كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (٤).

خامساً: اختبار" كا ٢ " للدلالة الإحصائية: Chi – Square Test

اختبار "كا ٢ "من الاختبارات الإحصائية اللابارامترية التى تستخدم عندما تكون البيانات على شكل تكرارات، ويستخدم للكشف عن الفروق بين تكرارت العينة والتى تسمى بالتكرارات الملاحظة (التكرارات الناتجة من التجربة الفعلية والتى نحصل عليها عن طريق الملاحظة أو التجريب) والتكرارات المتوقعة (التكرارات النظرية المتوقع الحصول عليها للمتغير موضوع البحث فى المجتمع الأصلى). وفيما يأتى نوضح كيفية استخدام اختبار كا ٢ لفحص الفرضيات.

١ـخطوات استخدام اختبار " كا ٢ " لفحص الفرضيات:

يستخدم اختبار " **كا** ٢ " " لفحص الفرضيات باتباع الخطوات التالية :
- إيجاد قيمة " **كا** ٢ " باستخدام القانون المناسب كما سنوضح فيما بعد ،وهذه القيمة تمثل قيمة " كا ٢ " المحسوبة .
-إيجاد قيمة كا ٢ الجدولية من جدول القيم الحرجة لاختبار كا ٢ (ملحق ٨) بمعلومية درجات الحرية الخاصة بكل قانون ، و عند مستوى الدلالة الذى قيمته إما ٠.٠٥أو ٠.٠١ .
- نقارن بين قيمة " **كا** ٢ " المحسوبة ، قيمة " **كا** ٢ " الجدولية :
إذا كانت قيمة " **كا** ٢ " " المحسوبة > قيمة " **كا** ٢ " الجدولية فإنه يوجد فرق دال إحصائيا. (ويكون هذا الفرق دال عند مستوى ٠.٠١ إذا كانت قيمة كا ٢ المحسوبة > قيمة كا ٢ الجدولية عند مستوى ٠.٠١ ، ويكون هذا الفرق دال عند مستوى ٠.٠٥ إذا كانت قيمة كا ٢ المحسوبة > قيمة " كا ٢ " الجدولية عند مستوى ٠.٠٥) ، وإذا كانت قيمة كا ٢ المحسوبة < قيمة " كا ٢ الجدولية فإنه لا يوجد فرق دال إحصائيا .

٢ـ حالات استخدام اختبار " كا ٢ " لفحص الفرضيات.

الحالة الأولى: "كا ٢" لحسن المطابقة Chi – Square Goodness of Fit

تستخدم كا ٢ لحسن المطابقة عندما يكون لدينا عينة واحدة غير مقسمة إلى أقسام (أو طبقات)، أى يكون لدينا صف واحد يمثل تكرارات العينة وعمودين أو أكثر لتمثيل المتغير المستقل (الاستجابات) ونستخدم القانون التالى:

$$كا^2 = مجـ \frac{(ت_و - ت_م)^2}{ت_م}$$

$ت_و$: التكرار المشاهد.
$ت_م$: التكرار المتوقع .
التكرار المتوقع فى هذه الحالة واحد لجميع التكرارات المشاهدة (الملاحظة) ونوجده من القانون التالى :

$$التكرار المتوقع = متوسط التكرارات المشاهدة = \frac{مجموع التكرارت}{عددهم}$$

درجات الحرية فى هذه الحالة .

درجات الحرية = عدد الأعمدة – ١ (تستخدم للكشف عن كا ^{٢} الجدولية)

مثال (٥): أجرى باحث استطلاع رأى لعينة تكونت من (٦٠) أمراة حول اتجاهاتهم نحو الاشتراك فى الأحزاب السياسية وكانت الاستجابات كما يلى :

الاستجابات	موافق بشدة	موافق	غير موافق	غير موافق بشدة
التكرار	١٩	٩	٢٠	١٢

- هل يمكن القول بعدم اختلاف التكرارات الملاحظة عن المتوقع .

الحل:

$$التكرار المتوقع = متوسط التكرارات المشاهدة = \frac{مجموع التكرارت}{عددهم}$$

$$التكرار المتوقع = \frac{١٩ + ٩ + ٢٠ + ١٢}{٤} = ١٥$$

الاستجابات	$ت_و$	$ت_م$	$ت_و - ت_م$	$(ت_و - ت_م)^2$	$(ت_و - ت_م)^2 / ت_م$
موافق بشدة	١٩	١٥	٤	١٦	١.٠٧
موافق	٩	١٥	٦ـ	٣٦	٢.٤
غير موافق	٢٠	١٥	٥	٢٥	١.٦٧
غير موافق بشدة	١٢	١٥	٣ـ	٩	٠.٦
المجموع (كا^2)					٥.٧٤

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(ت_{و} - ت_{م})^{٢}}{ت_{م}} = ٥,٧٤$$

كا ٢ الجدولية .

درجات الحرية = عدد الأعمدة – ١ = ٤ – ١ = ٣

من جدول الدلالة الاحصائية لـ كا ٢ " وعند درجات حرية ٣ نجد أن

كا ٢ الجدولية عند مستوى ٠.٠٥ = ٧.٨٢، و عند مستوى ٠.٠١ = ١١.٣٤ قيمة كا ٢ المحسوبة < قيمة كا ٢ الجدولية

- وبالتالى عدم اختلاف التكرارات الملاحظة عن المتوقع .

والجدول التالى يوضح البيانات السابقة.

دلالة الفروق بين التكرارت الملاحظة والمتوقعة لاتجاهات العينة نحو الاشتراك فى الأحزاب السياسية باستخدام كا ٢.

الاستجابات	ت و	ت م	كا٢	دلالة كا٢
موافق بشدة	١٩	١٥	٥,٧٤	غير دالة إحصائيا
موافق	٩	١٥		
غير موافق	٢٠	١٥		
غير موافق بشدة	١٢	١٥		

الحالة الثانية : كا ٢ للاستقلالية Chi – Square Independent

تستخدم كا ٢ للاستقلالية عندما يكون لدينا عينة مقسمة إلى أقسام (أو طبقات)، أى يكون لدينا صفين أو أكثر يمثل تكرارات الاقسام وعمودين أو أكثر لتمثيل المتغير المستقل (الاستجابات)،و نستخدم نفس القانون السابق وهو:

$$كا^{٢} = مجـ \frac{(ت_{و} - ت_{م})^{٢}}{ت_{م}}$$

ت و **:** التكرار المشاهد.

ت م : التكرار المتوقع .

التكرار المتوقع فى هذه الحالة يختلف عن الحالة السابقة، حيث يحسب لكل خلية على حدة باستخدام القانون التالى:

$$\text{التكرار المتوقع} = \frac{\text{مجموع الصف} \times \text{مجموع العمود}}{\text{حجم العينة}}$$

درجات الحرية فى هذه الحالة .

درجات الحرية = (عدد الصفوف – ١) × (عدد الأعمدة – ١)

(تستخدم للكشف عن كا ٢ الجدولية)

مثال (٦): أجرى باحث استطلاع رأى حول الاتجاه نحو استخدام ملف الانجاز فى العملية التعليمية، وكانت الاستجابات كما يلى :

المهنة	الاستجابات	
	موافق	غير موافق
مدير	١٧	٧
موجه	٣٩	١٣
معلم	٢٧	١٠٣

- تحقق من صحة الفرضية التالية :

لا يوجد فروق فى الاتجاه نحو استخدام ملف الانجاز فى العملية التعليمية باختلاف المهنة .

الحل:

- نوجد مجموع الصفوف والأعمدة الجدول السابق كما يلى :

المهنة	الاستجابات		المجموع
	موافق	غير موافق	
مدير	١٧	٧	٢٤
موجه	٣٩	١٣	٥٢
معلم	٢٧	١٠٣	١٣٠
المجموع	٨٣	١٢٣	٢٠٦

- نوجد التكرار المتوقع لكل خلية على حدة باستخدام القانون التالى :

$$\text{التكرار المتوقع} = \frac{\text{مجموع الصف} \times \text{مجموع العمود}}{\text{حجم العينة}}$$

التكرار المتوقع للمدير (موافق) = $\frac{٨٣\times٢٤}{٢٠٦}$ = ٩,٦٧

التكرار المتوقع للمدير (غير موافق) = $\frac{١٢٣\times٢٤}{٢٠٦}$ = ١٤,٣٣

التكرار المتوقع للموجه (موافق) = $\frac{٨٣\times٥٢}{٢٠٦}$ = ٢٠,٩٥

التكرار المتوقع للموجه (غير موافق) = $\frac{١٢٣\times٥٢}{٢٠٦}$ = ٣١,٠٥

التكرار المتوقع للمعلم (موافق) = $\frac{٨٣\times١٣٠}{٢٠٦}$ = ٥٢,٣٨

التكرار المتوقع للمعلم (غير موافق) = $\frac{١٢٣\times١٣٠}{٢٠٦}$ = ٧٧,٦٢

في ضوء ذلك نكزن الجدول التالي:

المهنة	الاستجابات	ت و	ت م	ت و- ت م	(ت و- ت م) ٢	(ت و- ت م) ٢/ ت م
مدير	موافق	١٧	٩.٦٧	٧.٣٣	٥٣.٧٣	٥.٥٦
	غير موافق	٧	١٤.٣٣	٧.٣٣ ـ	٥٣.٧٣	٣.٧٥
موجه	موافق	٣٩	٢٠.٩٥	١٨.٠٥	٣٢٥.٨	١٥.٥٥
	غير موافق	١٣	٣١.٠٥	١٨.٠٥ ـ	٣٢٥.٨	١٠.٤٩
معلم	موافق	٢٧	٥٢.٣٨	٢٥.٣٨ـ	٦٤٤.١٤	١٢.٣٠
	غير موافق	١٠٢	٧٧.٦٢	٢٤.٣٨	٥٩٤.٣٨	٧.٦٦
المجموع (كا٢)						٥٥.٣١

$$\text{كا}^{٢}_{\text{مح}} = \frac{(\text{ت}_{\text{و}} - \text{ت}_{\text{م}})^{٢}}{\text{ت}_{\text{م}}} = ٥٥,٣١$$

كا ٢ الجدولية .

درجات الحرية = (عدد الصفوف – ١) × (عدد الأعمدة – ١) = (٣-١) ×(٢-١)=٢

من جدول القيم الحرجة لاختبار كا ٢ وعند درجات حرية ٢ نجد أن :

كا ^{٢} الجدولية عند مستوى ٠.٠٥ = ٥.٩٩، و عند مستوى ٠.٠١ = ٩.٢١

قيمة كا ^{٢} المحسوبة > قيمة كا ^{٢} الجدولية عند مستوى ٠.٠١

- وبالتالى يوجد فروق دالة إحصائيا عند مستوى ٠.٠١ فى الاتجاه نحو استخدام ملف الإنجاز فى العملية التعليمية باختلاف المهنة .

والجدول الآتى يوضح البيانات السابقة.

دلالة الفروق فى الاتجاه نحو استخدام ملف الانجاز فى العملية التعليمية باختلاف المهنة باستخدام كا ^{٢}.

المهنة	الاستجابات		كا ^{٢}	دلالة كا ^{٢}
	موافق	غير موافق		
مدير	١٧	٧	٥٥.٣١	دالة عند مستوى ٠.٠١
موجه	٣٩	١٣		
معلم	٢٧	١٠٣		

كا ^{٢} لحسن المطابقة من برنامج SPSS

حل مثال (٥) من برنامج SPSS

الحل: نحسب كا ^{٢} لحسن المطابقة باتباع الخطوات التالية :

١- تعريف المتغيرات من خلال النافذة Variable View وهى الاستجابات بتحديد رقم لكل استجابة (الرقم ١ لاستجابة "موافق بشدة"،والقم ٢ لاستجابة "موافق "، الرقم ٣ لاستجابة "غيرموافق"، الرقم ٤ لاستجابة "غيرموافق بشدة"، ثم نقوم بإدخال البيانات الخاصة بكل استجابة من خلال النافذة Data View وذلك بإدخال الرقم ١ عددا من المرات يساوى ١٩، الرقم ٢ عددا من المرات يساوى ٩،الرقم ٣عددا من المرات يساوى ٢٠،الرقم ٤ عددا من المرات يساوى ١٢ .

٢- من القائمة الرئسية للبرنامج نختار Analyze ،ومنها نختار NonparametricTests ، ومنها نختار Legacy Dialogs ، ومنها نختار Chi – Square وبالنقر عليه يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك .

٣- -من خلال هذا المربع الحوارى نضع متغيرالاستجابات فى حقل Test Variable List ،و بالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى :

Chi-Square Test

Frequencies

الاستجابات

	Observed N	Expected N	Residual
موافق بشدة	19	15.0	4.0
موافق	9	15.0	-6.0-
غير موافق	20	15.0	5.0
غير موافق بشدة	12	15.0	-3.0-
Total	60		

Test Statistics

	الاستجابات
Chi-Square	5.733a
df	3
Asymp. Sig.	.125

من الجدول الأول يتبين الإحصائيات المستخدمة فى حساب كا٢ ومنه يتبين أن التكرار المتوقع = ١٥ ومن الجدول الثانى نجد أن كا٢ = ٥.٧٣٣ ، ومستوى الدلالة (Sig=0.125) وهو أكبر من ٠.٠٥ وبالتالى لايوجد فرق دال إحصائياً ومن الجدولين نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفروق بين التكرارات الملاحظة والمتوقعة لاتجاهات العينة نحو الاشتراك فى الاحزاب السياسية باستخدام كا٢. كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (٥).

كا ٢ للاستقلالية من برنامج SPSS

حل مثال (٦) من برنامج SPSS

الحل : نحسب كا ٢ للاستقلالية باتباع الخطوات التالية:

١- تعريف المتغيرات من خلال النافذة Variable View وهى المهنة وذلك بتحديد رقم لكل مهنة (الرقم ١ للمدير ،والرقم ٢ للموجه،و الرقم ٣ للمعلم)، والاستجابات وذلك بتحديد رقم لكل استجابة (الرقم ١ لاستجابة "موافق "،والرقم ٢ لاستجابة "غيرموافق ") ،ثم ننتقل إلى النافذة Data View ،و نقوم بإدخال البيانات الخاصة بكل مهنة وذلك بإدخال الرقم ١ عددا من المرات يساوى ٢٤ ، الرقم ٢ عددا من المرات يساوى ٥٢،الرقم ٣عددا

من المرات يساوى ١٣٠ ، والبيانات الخاصة بكل استجابة وذلك بإدخال الرقم ١ عددا من المرات يساوى ١٧، الرقم ٢ عددا من المرات يساوى ٧ (أمام الرقم ١ الذى يمثل المدير)،وبعد ذلك ندخل الرقم ١ عددا من المرات يساوى ٣٩، الرقم ٢ عددا من المرات يساوى ١٣ (أمام الرقم ٢ الذى يمثل الموجه) ، وبعد ذلك ندخل الرقم ١ عددا من المرات يساوى ٢٧، الرقم ٢ عددا من المرات يساوى١٠٣ (أمام الرقم ٣ الذى يمثل المعلم).

٢- من القائمة الرئيسية للبرنامج نختار Analyze ومنها نختار Descriptive Statistics ومنها نختار Crosstabs وبالنقر عليها يظهر المربع الحوارى الخاص بذلك.

٣- -من خلال هذا المربع الحوارى نضع متغير المهنة فى حقل Row(s) ومتغير الاستجابات فى حقل Column(s) ، ثم نضغط على زر Statistics فيظهر مربع حوارى نختار منه Chi – Square ، ثم continue فنعود إلى المربع الحوارى الأصلى، وبالنقر على زر التنفيذ Ok تظهر النتائج كما يلى:

المهنة * الاستجابات Crosstabulation

Count

		الاستجابات		Total
		موافق	غير موافق	
المهنة	المدير	17	7	24
	الموجه	39	13	52
	المعلم	27	103	130
Total		83	123	206

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	55.940[a]	2	.000
Likelihood Ratio	57.473	2	.000
Linear-by-Linear Association	44.497	1	.000
N of Valid Cases	206		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 9.67.

من الجدول الأول يتبين الإحصائيات المستخدمة فى حساب كا^{٢}،

ومن الجدول الثانى نجد أن يتبين قيمة كا^{٢} = ٥٥.٩٤ ومستوى الدلالة (٠.٠٠) وهو أقل من ٠.٠١ وبالتالى يوجد فرق دال إحصائيا عند مستوى ٠.٠١

ومن الجدولين نتمكن من كتابة البيانات فى جدول يوضح دلالة الفروق فى الاتجاه نحو استخدام ملف الانجاز فى العملية التعليمية باختلاف المهنة باستخدام كا ٢ كما هو موضح فى الجدول بنهاية المثال (٦).

ولمزيد من التوضيح بالأمثلة أرجع إلى الفصل التاسع بالمرجع التالى :

-محمد ربيع حسنى إسماعيل(٢٠١٦):**الإحصاء والتحليل الإحصائى باستخدام SPSS** ،الجزء الثانى ، المنيا : مطبعة بست برنت .

<u>سوف نتناول فى مجلة تربويات الرياضيات القادمة الطرق المختلفة لإيجاد حجم التأثير عند حساب الدلالة الإحصائية باستخدام الإحصاء البارامترى واللابارامترى.</u>