الفصل العاشر

الاختبارات اللامعلمية (اللابارامترية)

Non-parametric Tests

(10-1) مقدمة:

في معظم الأساليب التي تكلمنا عنها في الاختبارات المعلمية (البارامترية) نجد أنها مبنية على الفرضية التي تقول إن العينة أو العينات العشوائية التي تم اختيارها للدراسة من مجتمع طبيعي، وغالبًا ما تكون هذه الأساليب غير دقيقة إلى حد ما عندما يكون مجتمع العينة غير طبيعي، وحيث إن بعض المجتمعات لا تفي بالشروط المطلوبة لتطبيق تلك الأساليب، دعت الحاجة للبحث عن أساليب أخرى لا يتطلب تطبيقها مثل ذلك الشرط. هذه الأساليب يطلق عليها تسمية الأساليب اللامعلمية (اللابارامترية)؛ لأنه وكما لوحظ في الفصل الأول كان اهتمامنا يركز على معلمة (بارامتر) أو أكثر من معلمات (بارامترات) المجتمع الإحصائي (المتوسط، التباين، النسبة،...إلخ) علاوة على ذلك، وكما أشرنا في الفصل الأول لكي نصل إلى استنتاج إحصائي تجب معرفة صيغة التوزيع الاحتمالي للمجتمع التي تم اختيار العينة منها.

وهناك نوعان من الأساليب الإحصائية تتم معاملتها على أنها أساليب لا معلمية وهما:

أساليب لا معلمية بما تعنيه الكلمة، وهي أساليب تختبر الفرضيات التي لا تتضمن أي نص يتعلق بمعلمات المجتمع الإحصائي، أما الأساليب الأخرى فهي أساليب التوزيعات الحرة، وهي الأساليب التي لا تضع أي افتراضات على مجتمع العينة، وبصرف النظر عن التمييز بين هذين الأسلوبين فإن كلاهما ستتم معاملتها على أنهما أساليب لا معلمية، هذه الأساليب يتم تطبيقها على سبيل المثال لا الحصر في الحالات الآتية:

1 - إذا كانت الفرضية المطلوب اختبارها لا تتضمن معلمة المجتمع.

2 - البيانات مقاسة بمقياس أضعف من المقاييس المطلوبة لتطبيق الأساليب المعلمية مثل (المقياس الاسمي، المقياس الترتيبي، مقياس الفترة، المقياس النسبي).

3 - إن لم تتوافر الشروط المطلوبة لتطبيق الأساليب المعلمية.

بعض مزايا الاختبارات اللامعلمية (اللابارامترية) ما يلي:

- مهما كان شكل التوزيع المأخوذ منه العينة فإن الاختبار اللامعلمي الذي له مستوى معنوية (دلالة) معين يكون له هذا المستوى فعلاً بشرط أن تكون العينة قد اختيرت عشوائياً، كما يشترط أيضاً في بعض الحالات استمرار التوزيع.
- الإحصاءات اللامعلمية هي الأسلوب الوحيد الممكن استخدامه في حالة العينات الصغيرة جداً إلا إذا كان توزيع المجتمع معروفاً تماماً.
- يمكن استخدامها أحيانًا للعينات التي تحتوي على مشاهدات من عدة مجتمعات متفاوتة.
- تصلح لتحليل البيانات التي تكون على صورة رتب دون الحاجة إلى معرفة التوزيع في المجتمع الأصلي للبيانات.
- تستخدم في حالة كون البيانات تتضمن إحدى صيغتي التفضيل مثلاً سليم أو معيب، حيث السليم تكون له إشارة موجبة والمعيب إشارة سالبة، وهنا لا تصلح الطرق التقليدية.
- يمكن تطبيقها عندما تكون البيانات مقاسة بمقياس ضعيف.
- تعتمد على افتراضات قليلة، ومن ثم فرصة تطبيقها خطأ ستكون صغيرة.
- الحسابات الضرورية للأساليب اللامعلمية عادة ما تكون سهلة ويمكن إنجازها بسرعة.
- سهولة فهمها وطريقة حسابها تجعلها مناسبة جدًا للباحثين الذين ليست لهم خلفية علمية جيدة في الرياضيات والإحصاء.

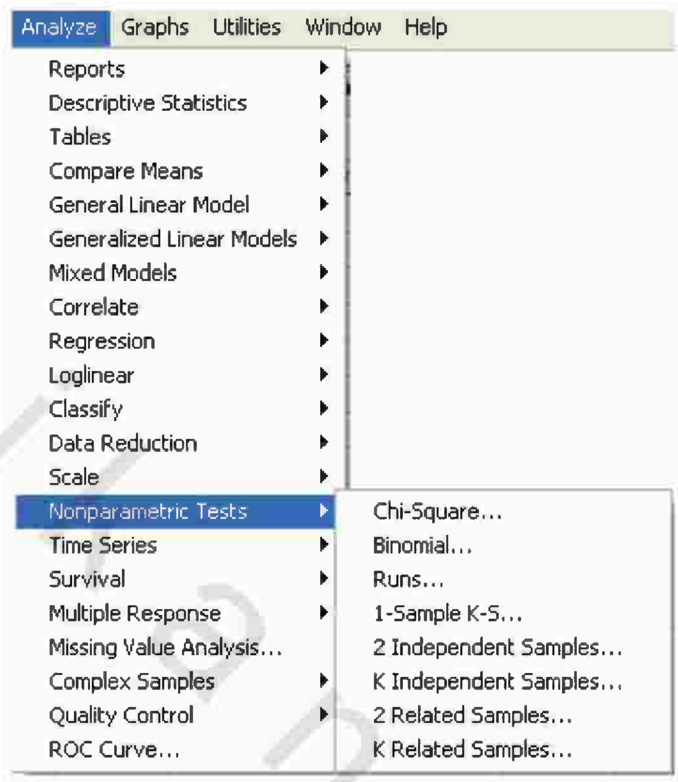
بعض عيوب الاختبارات اللامعلمية (اللابارامترية):

- نتيجة لسهولة حسابها، في بعض الأحيان يتم تطبيقها في مسائل يكون من الأفضل تطبيق أساليب معلمية عليها، ما يتسبب في ضياع المعلومات.
- في حالة العينات الكبيرة يؤدي استخدامها إلى جهد أكبر من الأساليب التقليدية.
- في حالة تحليل بيانات من توزيع طبيعي فإن استخدام الاختبارات اللامعلمية يعد فقدًا للبيانات، وتقاس درجة الفقد بكفاءة الاختبار اللامعلمية.

وتنقسم الاختبارات اللامعلمية حسب عدد العينات عند إجراء الاختبار إلى:

- حالة عينة واحدة One sample case.
- حالة عينتين Two samples case (وهنا يوجد اختلاف بين المقياس الذي يعتمد على: أ- العينتين مستقلتين ب- العينتين غير مستقلتين).
- حالة عدد العينات K التي ربما تفترض استقلالا للعينات أو ارتباطها.

وتظهر أوامر الاختبارات اللامعلمية بالنقر على Analyze في شريط الأوامر فيظهر الشكل الآتي:



شكل (10-1)

ومن الشكل السابق نستطيع اختيار نوع الاختبار الملائم لنوع المشكلة لدينا، وسوف نتعرف فيما يلي على تلك الأنواع من الاختبارات وكيفية معالجتها للمشكلات المختلفة:

(10-2) اختبار مربع كاي (Chi-Square test):

إن من أشهر وأقدم اختبارات جودة المطابقة هو اختبار مربع كاي لجودة المطابقة، الذي اقترحه بيرسون (1900م)، ويستخدم هذا الاختبار لتحديد ما إذا كانت التكرارات المشاهدة في جدول توزيع تكراري بسيط (لظاهرة واحدة) تتبع توزيعًا احتماليًا معينًا مثل:

- اختبار أن عدد الحوادث التي تقع في ميدان معين لها توزيع بواسون (وهو أحد التوزيعات الاحتمالية المتقطعة شائعة الاستخدام في كثير من التطبيقات)،
- اختبار أن درجات الطلبة في أحد الامتحانات لها توزيع طبيعي، اختبار أن متوسط أطوال القطع التي تنتجها إحدى الآلات لها توزيع طبيعي.

في كل هذه الحالات وأمثالها يقوم الاختبار أساسًا على مقارنة التكرارات المشاهدة بالتكرارات المتوقعة التـي تحسـب باستخدام ذلك التوزيع الاحتمالي المعين (المطلوب اختبار ما إذا كانت البيانات تتبعه أم لا)، ومن الفروق بين التكرارات المشاهدة والمتوقعة تحسب X^2 بتطبيق الصيغة الآتية:

$$X^2 = \sum \frac{(observed - expected)^2}{expected}$$

Observed: القيم المشاهدة.

Expected: القيم المتوقعة.

وإذا كان الجدول التكراري به m من الخلايا تكون X^2 المحسوبة لها توزيع X^2 بدرجات حرية يساوي عدد الخلايا مطروحًا منها 1 أي m−1 ومستوى معنوية مقداره α وعليه إذا كان

$$X^2 = calcuate > X^2 = (\alpha, m\text{-}1)$$

يرفض فرض العدم عند مستوى معنوية α، حيث فرض العدم هنا هو فرض أن التكرارات المشاهدة بالجدول تتبع التوزيع الاحتمالي المعين.

هـذا الاختبار يشبه اختبارات كاي للاستقلالية والتجانس من حيث كون إحصاءة الاختبار تنتج من مقارنة التكرارات المشاهدة ولكن أوجه تطبيقها مختلف تمامًا.

شروط تطبيق الاختبار:

✓ تتضمن البيانات عينة عشوائية بها n من المفردات المستقلة عن بعضها بعضًا تم اختيارها من مجتمع x، ويمكن وضع هذه البيانات في جدول توافقي كما يلي:

جدول (10−1)

الصنف	1 2 3 .... i .... r	المجموع
التكرار المشاهد	$O_1 \quad O_2 \quad O_3 \; ...O_i \; ...O_r$	n

حيث O_i تمثل عدد المفردات التي تقع في الصنف i، حيث $i = 1,2,3,....,r$ مع ملاحظة أنه من الممكن أن يكون التصنيف نوعيّاً أو كميّاً، فمثلا من الممكن تصنيف مجموعة من الأشخاص حسب الجنس (ذكور، إناث) وكذلك من الممكن التصنيف بالعمر...إلخ.

✓ وحدة القياس على الأقل اسمية (nominal).

الفروض الإحصائية:

إذا رمزنــا لدالة التوزيــع غير المعروفة لمجتمع X بالرمز F(x) ولدالة التوزيــع الفرضية بالرمز $F_0(x)$، وهــي محددة بالكامل عدا أنَّه من الممكن أن تكون المعلمة غــير معروفة، ويجب تقديرها من بيانات العينة، فإنه يمكن صياغة الفرضيات الإحصائية كما يلي:

$H_0: F(x) = F_0(x)$ لجميع قيم x

$H_A: F(x) \neq F_0(x)$ على الأقل لقيمة واحدة من قيم x.

إحصاءة الاختبار:

حيث إن هناك احتمالاً بأن تقع أي مفردة يتم اختيارها من المجتمع بأي صنف من التصنيفات المختلفة، ومــن ثم يمكن الرمز لهذه الاحتمالات بالرمــز $P_1, P_2, ..., P_r$ على التوالي، وذلك لأنه يوجد r صنف، وعليه في حالة H_0 يمكن حساب التكرار المتوقع بكل صنف كما يلي:

$$T = \sum_{i=1}^{r} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \; \& \; Ei = np_i$$

حيث:

O_i: القيم المشاهدة،

E_i: القيم المتوقعة،

P_i: قيمة الاحتمال،

n: مجموع المشاهدات.

القرار الإحصائي:

نرفض H_0 إذا كان $T > x^2_{\alpha, r-1}$

مثال (10 - 1)

أخــذت عينــة عشوائية مكونة من 400 أسرة مــن الأسر التي لكل منها ثلاثة أطفــال أو أقل، فوجد أن التوزيع التكراري لتلك الأسر حسب عدد الأطفال الذكور كالآتي:

جدول (10-2)

عدد الأطفال الذكور X	0	1	2	3
عدد الأسر	48	147	153	52

اختبر فرض أن عدد الأطفال الذكور بكل أسرة لديها ثلاثة أطفال له توزيع ذو الحدين بنجاح 0,05 = θ وعدد المحاولات $N = 3$، وذلك عند مستوى معنوية مقدارها 0,05.

الحل:

أولا طريقة إدخال البيانات في البرنامج:

نقوم بتصميم متغيرين أحدهما للمتغير الذي يصف عدد الأطفال في الأسرة، والآخر للمتغير الذي يصف التكرار المشاهد.

Number	Observe
00.	48.0000
1.00	147.000
2.00	153.000
3.00	152.000

شكل (10-2)

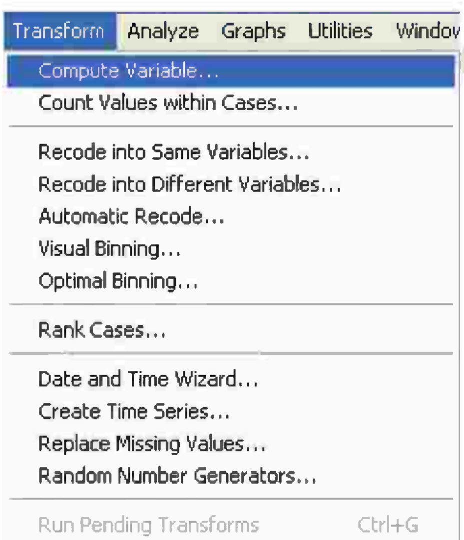
ثانياً: نقوم بحساب التكرار المتوقع:

ونلاحظ أننا نريد حساب التكرار المتوقع من توزيع ذي الحدين، ولذلك يتم أولا حساب الاحتمالات التي نرمز لها بالرمز pi، ومن ثم حساب التكرار المتوقع كالآتي:

$$Ei = npi$$

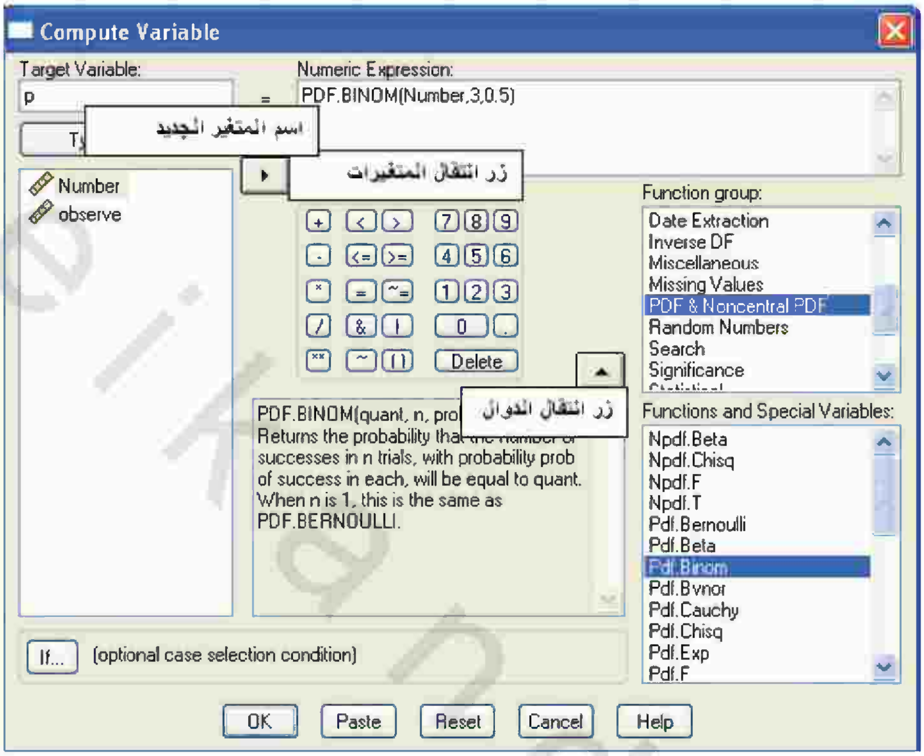
$$= 400\ pi$$

فمن قائمة Transform نقوم باختيار Compute Variable.... ومن ثم يظهر الشكل الآتي:



شكل (10-3)

ثم نقوم باختيار PDF and Noncentral PDF من عمود Function group وبعدها تظهر قائمة بدوال فرعية في عمود أسفل العمود السابق ونقوم باختيار pdf Binom، وهذا يعني دالة الاحتمال لذي الحدين أي pi فتضغط على الدالة مرتين متتاليتين أو النقر على زر الانتقال يظهر الشكل الآتي:



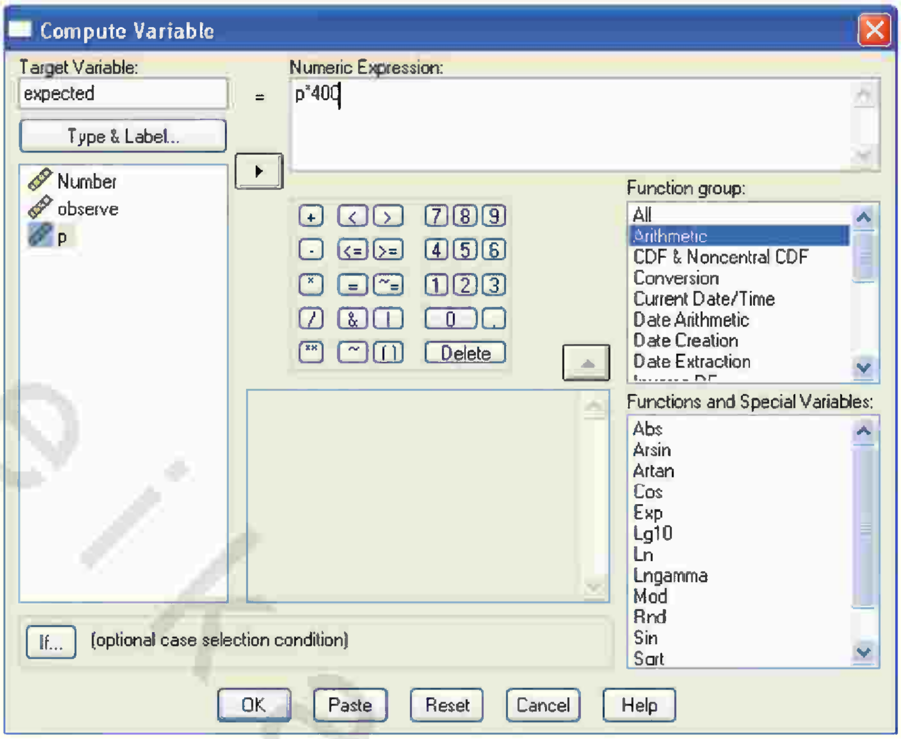
شكل (4-10)

ففي علامة الاستفهام الأولى نقوم بإدخال المتغير Number من زر إدخال المتغيرات، بعد ذلك نقوم بإدخال عدد مرات المحاولة، وهي في التمرين 3، وأخيرا في علامة الاستفهام الثالثة والأخيرة نقوم بإدخال احتمال الحدوث أو احتمال النجاح وهو في التمرين 0,5. ونقوم تحت عنوان Target variable بإدخال اسم المتغير الجديد، وهنا هو p الذي يرمز لدالة الاحتمال، ومن ثم النقر على ok فتظهر شاشة Data View كالآتي:

جدول (3-10)

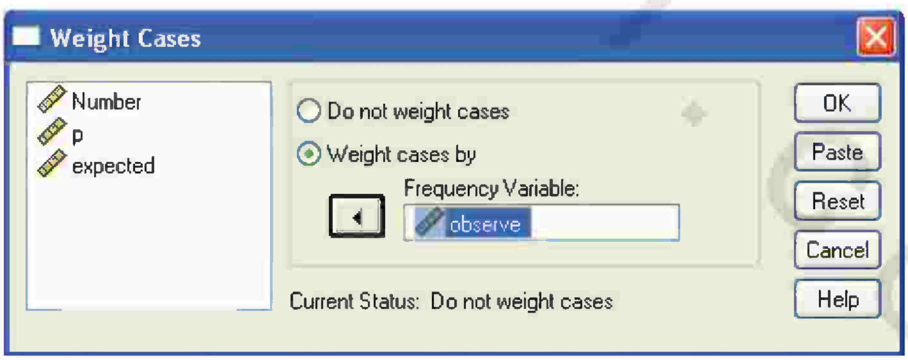
Number	Observe	P
00.	48.0000	.13
1.00	147.000	.38
2.00	153.000	.38
3.00	152.000	.13

ومرة أخرى نقوم بحساب $np_1 = 400\ p_i$ بالطريقة السابقة ونسمي المتغير الجديد expected كما في الشكل الآتي:



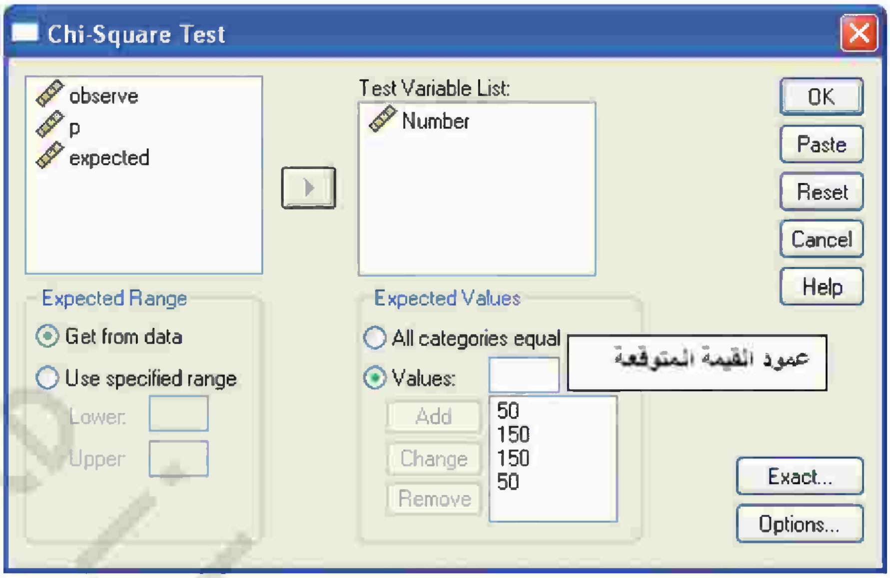
شكل (10-5)

بعـد ذلك ننتقـل إلى الخطوة الأخيرة، حيث نقوم بتعريف أن العمود observed هو عمود تكرار العمود Number، وذلـك مـن خلال اختيار قائمة Data من شريط القوائم، ومن ثم اختيار Weight cases ثم نقوم بقياس العمود الثاني كما في الشكل الآتي:



شكل (10-6)

وبعد ذلك نقوم بفتح Analysis ثم Nonparametric ثم Chi square فيظهر الشكل الآتي:



شكل (10-7)

فنقـوم بإدخال المتغير Number في عمـود test variable list ونقوم بإدخال القيم المتوقعة المحسوبة في العمود الأخير في صفحة Data viewer على التوالي كما في الشكل الآتي، حيث نقوم بتنشيط الخيار values مـن عمـود Expected values ، وبعد ذلك نقوم بإدخال القيمة الأولى ثم ننقـر على add ثم الثانية وهكذا، وأخيرًا نقوم بالنقر على ok في الشكل (10-7) وتخرج النتائج الآتية:

جدول (10-4)

Number

	Observed N	Expected N	Residual
.00	48	50.0	-2.0
1.00	147	150.0	-3.0
2.00	153	150.0	3.0
3.00	52	50.0	2.0
Total	400		

جدول (10-5)

Test Statistics

	Number
Chi-Square[a]	.280
df	3
Asymp. Sig.	.964

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 50.0.

ويوضح الجدول (10-3) لمربع كاي القيمة المتوقعة لكل خلية.

القرار الإحصائي:

يوضح الجدول (11-4) قيمة الاختبار = 0.28 أيضا p-value =.964، وهي أكبر من مستوى المعنوية 0.05 إذا نقبل H_0 بأن عدد الأطفال الذكور بكل أسرة لديها ثلاثة أطفال له توزيع ذو الحدين بنجاح $\theta = 0.05$، وذلك عند مستوى معنوية مقدارها 0.05.

مثال (10-2)

اختيرت عينة عشوائية مكونة من 500 طالب من طلبة الفرقة الثالثة بإحدى كليات التجارة، وتم تصنيفهم حسب التخصص ونتيجة الامتحان في الإحصاء، فكان التصنيف كما يلي في الجدول الآتي:

جدول (10-6)

	ناجح P	راسب F	Total
إدارة الأعمال	240	60	300
اقتصاد	120	80	200
Total	360	140	500

اختبر ما إذا كانت هناك علاقة بين التخصص ونتيجة الامتحان في الإحصاء عند مستوى معنوية 0.05.

الحل:

الفروض الإحصائية:

الفرض العدمي: لا توجد علاقة بين التخصص ونتيجة الإحصاء.

الفرض البديل: توجد علاقة بين التخصص ونتيجة الإحصاء.

أولا طريقة إدخال البيانات في البرنامج:

نقوم بإدخال رقم الصف الأول والعمود الأول ثم الصف الأول العمود الثاني ثم الصف الثاني العمود الأول ثم الصف الثاني العمود الثاني، وبعد ذلك القيم تكون في عمود مستقل، ونعرف العمود الأول x حيث يشير إلى التخصص فيأخذ التخصص إدارة الأعمال (1) والتخصص الاقتصاد (2) والعمود الثاني y يشير إلى النتيجة في التخصص فتأخذ (1) في حالة النجاح، وتأخذ (2) في حالة الرسوب انظر فصول أساسيات العرض والتحليل الإحصائي باستخدام البرنامج فيظهر الشكل الآتي:

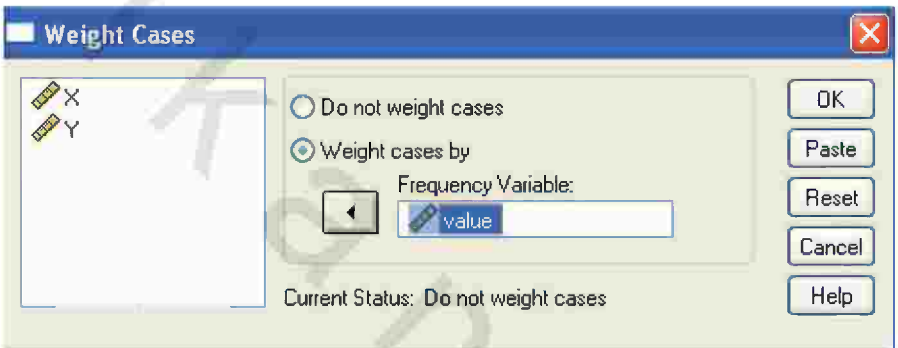
X	Y	Value
1	1	240.00
1	2	60.00
2	1	120.00
2	2	80.00

شكل (10-8)

ثم نقوم بقياس القيم في العمود الثالث بالطريقة الآتية:

Data → Weight cases

فيظهر الشكل الآتية:

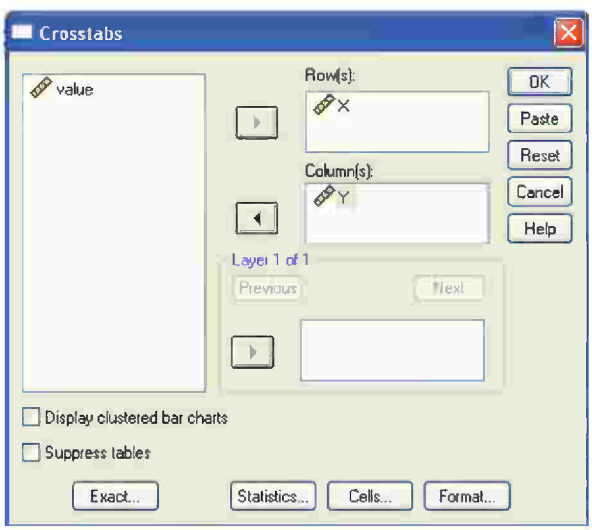


شكل (10-9)

ثم نقوم بالآتي:

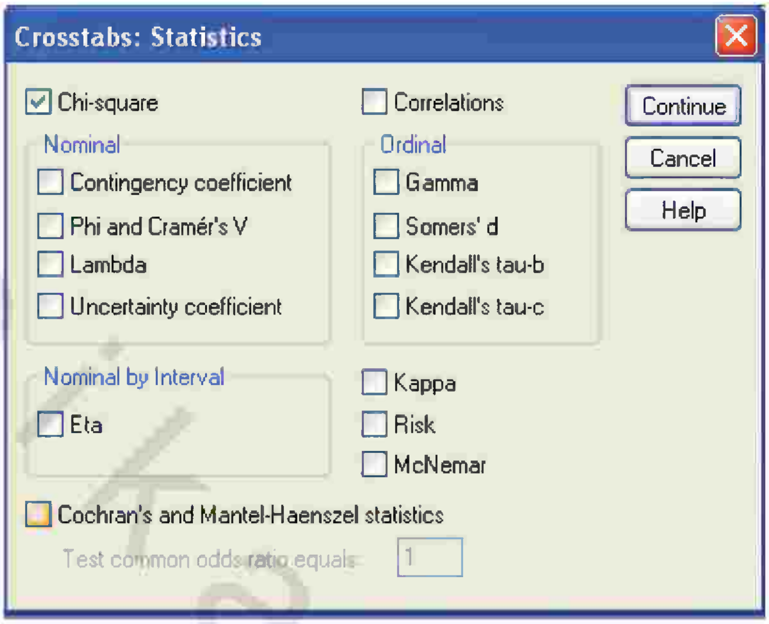
.. Analyze → Descriptive Statistics → Cross tabs

ثم ندخل العمود الأول في Rows والعمود الثاني في column كما يلي:



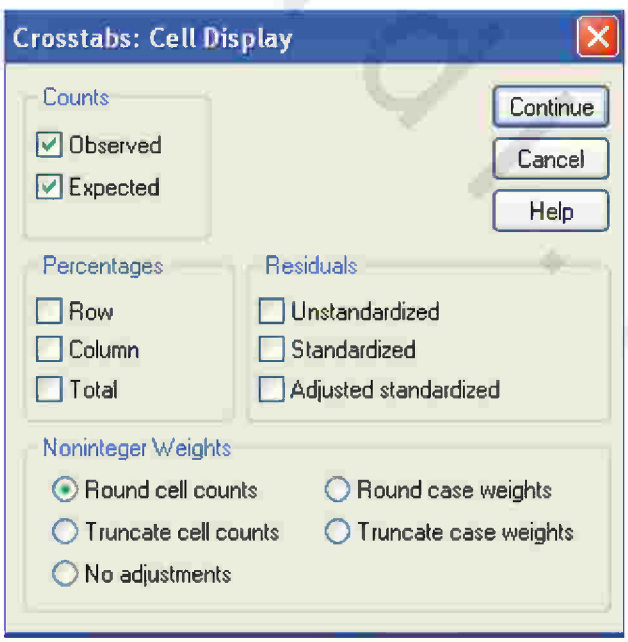
شكل (10-10)

ثـم نقـوم بالنقر على Statistics، ونقوم باختيار Chi-square كمـا ـيـ الشكل الآتي، ومن ثم النقر على continue لتنشيط:



شكل (10-11)

ثم نقوم بالنقر على Cells ثم نقوم باختيار القيم المتوقعة لكل خلية كما ـيـ الشكل الآتي:



شكل (10-12)

وبعد ذلك ننقر على Continue ثم OK ـيـ الشكل (10-11) و(10-12) فنحصل على النتائج الآتية:

جدول (10-7)

X * Y Crosstabulation

			Y 1	Y 2	Total
X	1	Count	240	60	300
		Expected Count	216.0	84.0	300.0
	2	Count	120	80	200
		Expected Count	144.0	56.0	200.0
Total		Count	360	140	500
		Expected Count	360.0	140.0	500.0

جدول (10-8)

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	23.810[b]	1	.000		
Continuity Correction[a]	22.828	1	.000		
Likelihood Ratio	23.507	1	.000		
Fisher's Exact Test				.000	.000
Linear-by-Linear Association	23.762	1	.000		
N of Valid Cases	500				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 56 00.

ويوضح جدول (10-7) القيمة المتوقعة لكل خلية.

القرار الإحصائي:

يوضح جدول (10-8) قيمة الاختبار = 23.810 وأيضًا p-value = .000 وهي أقل من مستوى المعنوية 0.05 إذا نرفض H0، ومن ثم توجد علاقة بين التخصص ونتيجة الإحصاء .

مثال (10-3)

طرحت مائة فرشة أسنان جديدة على مائة رجل ومائة سيدة لاستخدامها ثم إبداء آرائهم هل يفضلون استخدامها أم لا، 32 من الرجال و 26 من السيدات أجابوا بأنهم لا يفضلون استخدام الفرشاة الجديدة. هل هذا يدل على وجود فرق في التفضيل بين الرجال والسيدات عند مستوى معنوية 0.05؟ حيث كانت البيانات كما في الجدول الآتي:

جدول (10-9)

	يفضل	لا يفضل	Total
رجل	68	32	100
سيدة	74	26	100
Total	142	58	200

الحل:

الفروض الإحصائية:

فرض العدم: لا يوجد فرق في التفضيل بين الرجال والسيدات.

الرفض البديل: يوجد فرق في التفضيل بين الرجال والسيدات.

بالطريقة السابقة نفسها نحصل على النتائج الآتية:

جدول (10-10)

VAR00001 * VAR00002 Crosstabulation

			VAR00002		Total
			like	don't like	
VAR00001	man	Count	68	32	100
		Expected Count	71.0	29.0	100.0
	woman	Count	74	26	100
		Expected Count	71.0	29.0	100.0
Total		Count	142	58	200
		Expected Count	142.0	58.0	200.0

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	.874[b]	1	.350		
Continuity Correction[a]	.607	1	.436		
Likelihood Ratio	.875	1	.349		
Fisher's Exact Test				.436	.218
Linear-by-Linear Association	.870	1	.351		
N of Valid Cases	200				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 29.00.

القرار الإحصائي:

في جدول (10-10) نلاحظ قيمة اختبار مربع كاي = 0.874، ونلاحظ أيضا قيمة p-value=0.35، وهي أكبر من 0.05 إذا نقبل H0 ونقول إنه لا يوجد فرق في التفضيل بين الرجال والسيدات في تفضيلهم للمنتج.

(10-3) اختبار الدورة (Run Test):

إن معظم الأساليب الإحصائية التي تستخدم لدراسة ظاهرة معينة بمجتمع ما، تفترض أن مفردات العينة التي يتم اختيارها من ذلك المجتمع ستكون عشوائية حتى يكون للاستنتاج الإحصائي معنى، فإذا وجد شك في عدم صحة هذا الافتراض يجب أن يكون لدينا أسلوب علمي للتحقق من ذلك، فمثلا عند استخدام أساليب مراقبة الجودة نقوم برسم خرائط للتحكم ودراسة عدد الوحدات المعيبة في الإنتاج، وللقيام بذلك عادة ما تؤخذ عينات من الإنتاج بشكل دوري ومعرفة عدد الوحدات المعيبة، ومن ثم قد يكون هذا العدد أكبر أو أصغر من العدد المسموح به، وأن الهدف من وراء ذلك هو معرفة ما إذا كان هذا العدد من الوحدات المعيبة بالإنتاج التي ظهرت بالعينات المختارة يحدث بشكل عشوائي؛ لأنه إذا لم يكن عشوائيًا فهو مؤشر على ضعف التحكم في الإنتاج، ولقد اقترح أسلوب لاختبار العشوائية في مثل هذه الحالة يطلق عليه اسم اختبار الدورة.

إن الأساليب أو الطرائق التي تستخدم لدراسة العشوائية بظاهرة معينة تعتمد أساسا على طبيعة وعدد الدورات الموجودة في بيانات تلك الظاهرة، وتعرف الدورة على أنها متتابعة من العناصر المتشابهة، تسبق وتلحق بعناصر من نوع آخر، وعدد العناصر داخل كل الدورة يطلق عليه طول الدورة. وغالبا ما نشك في عشوائية السلسلة التي تمثل ظاهرة معينة خاصة إذا كان عدد الدورات قليلا أو كثيرا.

شروط تطبيق الاختبار:

تتضمن البيانات متتابعة من المفردات مرتبة على حسب حدوثها، ويمكن تصنيفها إلى نوعين منفصلين فقط. ولنفرض أن n تمثل حجم العينة وn_1 تمثل عدد مفردات أو مشاهدات النوع الأول، وn_2 تمثل عدد مفردات أو مشاهدات النوع الثاني.

الفروض الإحصائية:

H_0: نتائج حدوث النوع الأول والثاني من المفردات عشوائية.

H_1: نتائج حدوث النوعين غير عشوائية.

مثال (10-4)

نفرض أن لدينا البيانات الآتية، وهي خاصة بعدد الوحدات المعيبة خلال 20 يومًا:

جدول (10-11)

الأيام	عدد الوحدات	الأيام	عدد الوحدات
1	8	11	15
2	5	12	12
3	9	13	9
4	14	14	8
5	9	15	7

6	16	3	6
5	17	5	7
3	18	10	8
2	19	9	9
1	20	3	10

والمطلوب معرفة هل هذه البيانات عشوائية أم لا، وذلك عند مستوى معنوية (دلالة) 0.05؟

الحل:

الفروض الإحصائية:

الفرض العدمي: البيانات عشوائية.

الفرض البديل: البيانات غير عشوائية.

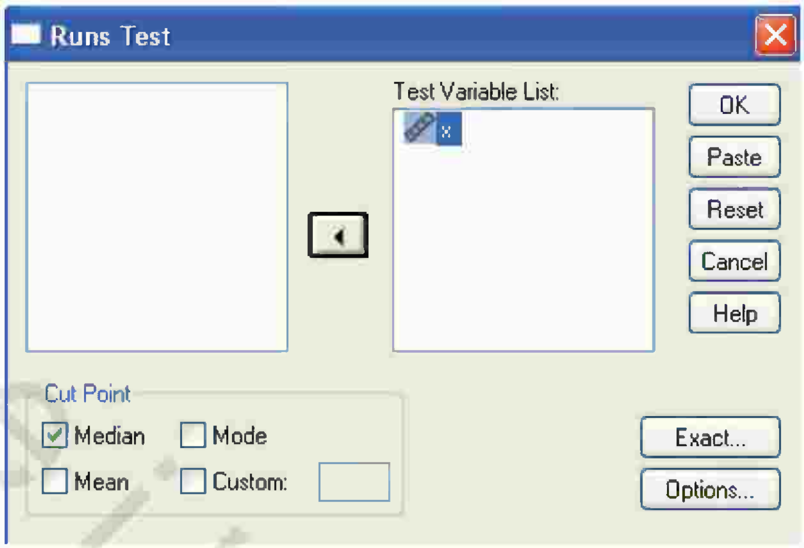
نقوم بإدخال البيانات في عمود متغير تمت تسميته X كما هو موضح في الجدول الآتي:

جدول (10-12)

	X
1	1.00
2	2.00
3	3.00
4	5.00
5	6.00
6	7.00
7	8.00
8	9.00
9	12.00
10	15.00
11	3.00
12	9.00
13	10.00
14	15.00
15	3.00
16	9.00
17	14.00
18	9.00
19	5.00
20	8.00

ثم نقوم بإجراء اختبار الدورة كما يلي:

Analyze → Nonparametric Tests → Runs...



شكل (10-13)

ثم ننقر على OK فتكون نتيجة الاختبار كالآتي:

جدول (10-13)

Runs Test

	x
Test Value[a]	8.00
Cases < Test Value	9
Cases >= Test Value	11
Total Cases	20
Number of Runs	8
Z	-1.114
Asymp. Sig. (2-tailed)	.265

a. Median

مـن جـدول المخرجات السابقة يتضح لنـا أن قيم الوسيط والقيم الأكـبر و الأصغر منها وعدد القيم الكلية وإحصائي الاختبار وهو Z.

القرار الإحصائي:

ونلاحـظ أن p-value=.265 وهــي أكـبر مـن 0.05 يعنــي أننا نقبل الفرض الذي يقــول إن البيانات عشوائية.

(4-10) اختبار كلوموجروف سيمنروف لعينة واحدة (Sample K-S.1):

اقترح العالم الروسي كلوموجروف في سنة 1933 اختبار جودة المطابقة في حالة عينة واحدة، وفي سنة 1939 اقترح العالم الروسي سيمنروف اختبار جودة المطابقة في حالة بيانات تتعلق بعينتين، وبسبب وجود التشابه ما بين الاختبارين فقد أطلق على الاختبار الأول اسم كلوموجروف – سيمنروف لعينة واحدة وعلى الثاني اختبار كلوموجروف – سيمنروف لعينتين.

يعتمد هذا الاختبار على توزيعين احتماليين هما التوزيع الاحتمالي التراكمي النظري والتوزيع الاحتمالي التراكمي التجريبي، فعند اختيار عينة عشوائية من مجتمع بتوزيع F(x) غير معروف، حيث $F(x) = P(X \leq x)$ فإن الهدف هو تحديد ما إذا كانت $F(x) = F_0(x)$ لجميع قيم x، حيث $F_0(x)$ تمثل دالة التوزيع التراكمي الفرضية، ولتحقيق هذا الهدف فإن اختبار كلوموجروف – سيمنروف لعينة واحدة ينظر إلى التقارب ما بين $F_0(x)$ و S(x) حيث S(x) تمثل دالة التوزيع التراكمي التجريبي، فإذا كان هذا التقارب ضعيفا فإنه يعني عدم صحة الافتراض القائل: بأن $F(x) = F_0(x)$ وخلاف ذلك الافتراض صحيحا.

يقوم هذا الاختبار بتحديد هل تتبع البيانات الداخلة توزيعًا معينًا أم لا، يستخدم الاختبار باختبار أربعة أنواع من التوزيعات وهي:

- التوزيع الطبيعي.
- التوزيع المنتظم.
- التوزيع الآسي.
- توزيع بواسون.

شروط الاختبار:

تتألف البيانات من عينة عشوائية $X_1,\ldots,X_n$ عدد مفرداتها يساوي n من مجتمع دالة توزيعه غير معروفة ونرمز لها بالرمز F(x).

الفروض الإحصائية:

$H_0 : F(x) = F_0(x)$ لجميع قيم x.

$H_1 : F(x) = F_0(x)$ على الأقل لقيمة واحدة من قيم x.

مثال (10 - 5)

البيانات الآتية هي 30 مفردة لمتغير يمثل عدد ساعات تشغيل آلة معينة X تم إدخالها في الجدول الآتي:

جدول (10-14)

المشاهدة	عدد الساعات	المشاهدة	عدد الساعات
1	7	16	1
2	4	17	2
3	4	18	1
4	4	19	2
5	3	20	4
6	22	21	22
7	4	22	9
8	0.4	23	6
9	9	24	8
10	0.5	25	6
11	5	26	4
12	7	27	7
13	2	28	2
14	3	29	0.47
15	8	30	7

المطلوب اختبار هل هذه البيانات تتبع التوزيع الأسي (وهو أحد التوزيعات الإحصائية المتصلة المهمة) أم لا عند مستوى معنوية 0.05؟

الحل:

الفروض الإحصائية:

الفرض العدمي: البيانات تتبع التوزيع الأسي.

الفرض البديل: البيانات لا تتبع التوزيع الأسي.

نقوم بإدخال البيانات على النحو الآتي:

جدول (10-15)

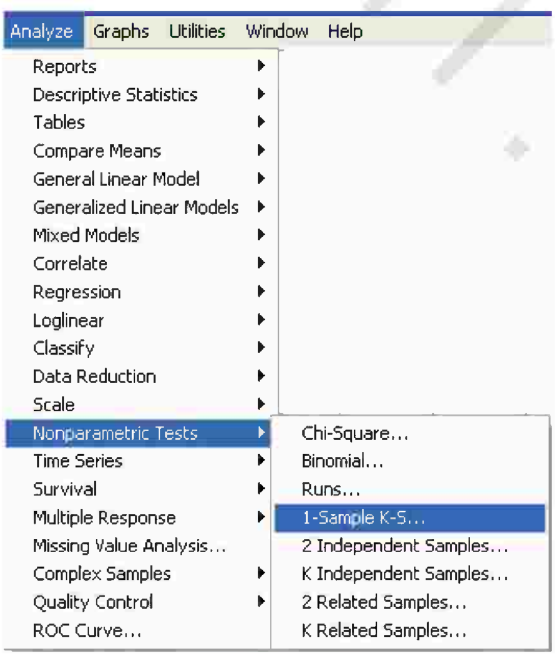
	X
1	7.00
2	4.00
3	3.00
4	4.00
5	9.00
6	5.00
7	2.00
8	8.00

9	2.00
10	2.00
11	22.00
12	6.00
13	6.00
14	7.00
15	.40
16	4.00
17	4.00
18	22.00
19	.40
20	.50
21	7.00
22	3.00
23	1.00
24	1.00
25	4.00
26	9.00
27	8.00
28	4.00
29	2.00
30	4.00

ثم نقوم بإجراء الاختبار كما يلي:

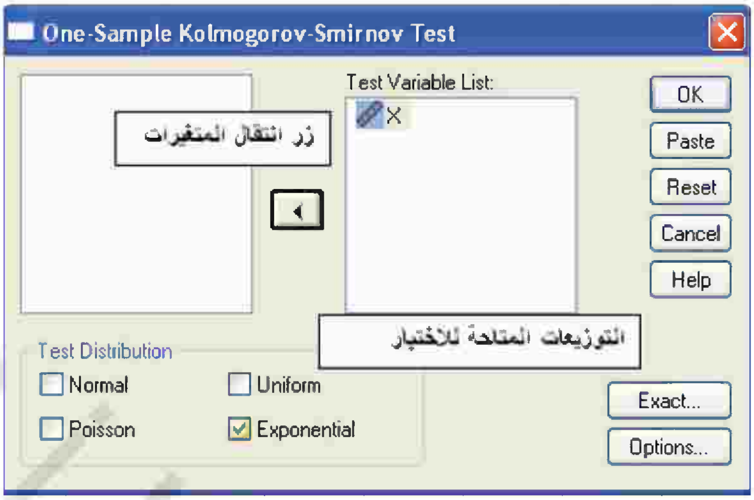
Analyze → Nonparametric Tests → 1 sample K-S...

كما في الشكل الآتي:



شكل (10 ـ 14)

فتظهر لدينا الشاشة الآتية:



شكل (10 - 15)

بعد النقر على OK تكون المخرجات كالآتي:

جدول (10 - 16)

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		X
N		30
Exponential parameter[a,b]	Mean	5.3767
Most Extreme Differences	Absolute	.158
	Positive	.121
	Negative	-.158
Kolmogorov-Smirnov Z		.866
Asymp. Sig. (2-tailed)		.441

a. Test Distribution is Exponential.

b. Calculated from data.

المخرجات السابقة بها الوسط وبعض المقاييس وقيمة دالة الاختبار وغيرها.

القرار الإحصائي:

نلاحظ أن p-value=.441 وهي أكبر من 0.05 إذا نقبل الفرض العدمي ونقول إن البيانات تتبع التوزيع الأسي بمتوسط 5.3767.

مثال (10-6)

البيانات الآتية هي 20 مشاهدة لمتغير يمثل عدد المنتجات التي تم بيعها في إحدى الشركات يوميًا، والتي نرمز لها بالرمز Y تم إدخالها في الجدول الآتي:

جدول (10 - 17)

المشاهدة	عدد المنتجات	المشاهدة	عدد المنتجات
1	2	11	4
2	14	12	16
3	3	13	9
4	16	14	20
5	4	15	8
6	18	16	13
7	11	17	2
8	17	18	14
9	5	19	11
10	19	20	8

المطلوب اختبار هل هذه البيانات تتبع التوزيع الطبيعي أم لا عند مستوى معنوية (دلالة) 0.05؟

الحل:

الفروض الاحصائية

الفرض العدمي: البيانات تتبع التوزيع الطبيعي.

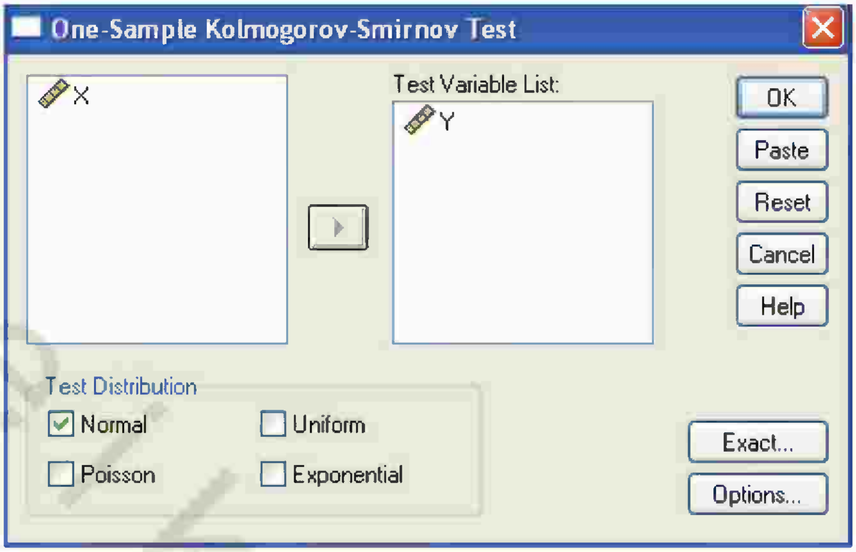
الفرض البديل: البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي.

نقوم بإدخال البيانات كالآتي:

جدول (10 - 18)

Y
2.00
3.00
4.00
11.00
5.00
4.00
9.00
8.00
2.00
11.00
14.00
16.00
18.00
17.00
19.00
16.00
20.00
13.00
14.00
8.00

ثم نقوم بإجراء الاختبار باختيار التوزيع الطبيعي كالآتي:



شكل (10 ـ 16)

بعد النقر على OK تكون المخرجات كالآتي:

جدول (10 ـ 19)

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Y
N		20
Normal Parameters[a,b]	Mean	10.7000
	Std. Deviation	5.99210
Most Extreme Differences	Absolute	.129
	Positive	.129
	Negative	-.112
Kolmogorov-Smirnov Z		.578
Asymp. Sig. (2-tailed)		.892

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

المخرجات السابقة بها الوسط والانحراف المعياري وغيرهما.

القرار الإحصائي:

نلاحظ أن p-value=0.892 وهي أكبر من 0.05 إذا نقبل الفرض العدمي ونقول إن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 10.7 وانحراف معياري 5.9921.

(10-5) اختبار مان – ويتني (The Mann – Whitney test "U")

يستخدم هذا الاختبار لاختبار الفرضية H_0 التي تهدف إلى معرفة مدى تطابق مجتمعين من حيث معلمتي الموقع (المتوسط أو الوسيط)، وذلك على أساس اختيار عينتين عشوائيتين منهما على أن تكون بيانات العينتين من نوع ترتيبي، أي إنه يساعد على الإجابة عن الأسئلة التي من النوع "هل أحد المجتمعين يبدو أنه يعطي قيمًا أكبر من المجتمع الآخر؟ "أو" هل وسيطا المجتمعين متساويان؟". ويعد هذا الاختبار من أقوى الاختبارات اللامعلمية المستخدمة لهذا الغرض، ويستخدم هذا الاختبار رتب المفردات نفسها، ويفضل استخدام الرتب للأسباب الآتية:

- إذا كانت الأعداد المعطاة للمفردات لا معنى لها في حَدٍّ ذاتها ولكن يكون لها معنى في حالة مقارنتها بالترتيب مع الأعداد الأخرى فقط؛ أي إن الأعداد لا تحتوي على معلومات أكثر مما تحتويه الرتب، وهذا من طبيعة البيانات التي من نوع ترتيبي.
- حتى إذا كان لهذه الأعداد معنى ولكن دالة التوزيع لا تتبع التوزيع الطبيعي، فإن نظرية الاحتمالات عادة لا تكون في متناولها عندما تكون إحصاءة الاختبار تعتمد على البيانات الحقيقية، علاوة على ذلك فإن نظرية الاحتمالات المبنية على الرتب تُعَدُّ نسبيًا سهلة ولا تعتمد على التوزيع في كثير من الحالات.
- إن الكفاءة النسبية لاختبار مان-ويتني ليست بسيئة مقارنة باختبار t المألوف، وعليه يفضل استخدامه للأسباب المذكورة أعلاه.

شروط تطبيق الاختبار:

1- تتضمن البيانات عينة عشوائية من المفردات $X_1 ...، X_m$ من المجتمع "1" بدالة توزيع F، وهذا يعني طبعا استقلالية المشاهدات، عينة عشوائية $Y_1 ...، Y_n$ أخرى من المجتمع "2" بدالة توزيع G، وذلك يعني استقلالية البيانات عن بعضها داخل العينة الواحدة.

2- العينتان المستقلتان عن بعضهما بعضًا.

3- وحدة القياس على الأقل ترتيبي.

4- إذا وجد اختلاف بين دوال توزيع المجتمعين، فإن الاختلاف سيكون في موقع التوزيع، أي إنه إذا كانت $F(x) \neq G(x)$ حيث F هي دالة التوزيع الأول، G هي دالة التوزيع الثاني فإن:

$$F(x) = G(x+\Delta)$$

أو

$$G(x) = F(x+\Delta)$$

وهذا يعني أن

$$Y^d = X + \Delta$$

d حيث تشير إلى أنه من التوزيع نفسه، ونجد أيضًا أن المعلمة Δ تشير إلى Location shift، ومن ثم فإن $\Delta = E(Y) - E(X)$.

الفروض الإحصائية:

$$H_0 : (E(X) = E(Y))$$

$$H_A : (E(X) \neq E(Y))$$

أو

$$H_0 : \Delta = 0$$

ضد الفرض البديل

$$H_A : \Delta \neq 0$$

إحصاءة الاختبار:

$$T = \sum_{i=1}^{m} R(X_i)$$

حيث:

$\sum_{i=1}^{m} R(X_i)$: مجموع الرتب لعينة المجتمع الأول.

m: حجم العينة الأولى و n: حجم العينة الثانية.

- **القرار الإحصائي:**

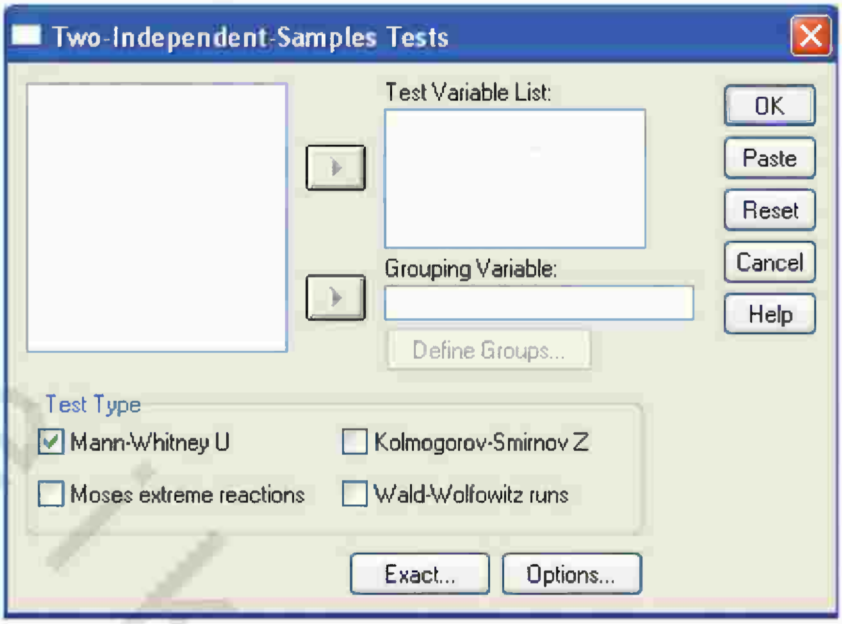
نرفض H_0 إذا كان

$$T \geq \omega_{\frac{\alpha}{2}} \quad or \quad T \leq n(m+n+1) - \omega_{\frac{\alpha}{2}}$$

ونلاحظ أن $\omega_{\frac{\alpha}{2}}$ يتم استخراجها من جدول التحليل اللامعلمي.

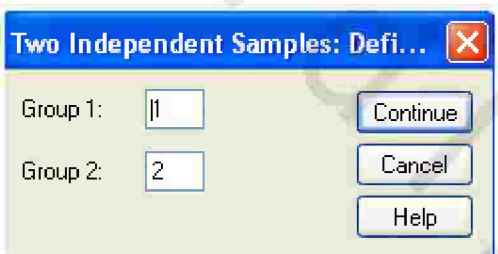
نقوم بتفعيل اختبار مان-ويتني كالآتي:

Analyze → Nonparametric Tests → 2 Independent Samples → Mann – Whitney U



شكل (10 - 17)

حيث يجب على الباحث أن يدخل قيم المتغير إلى test variable list وتصنيف المتغير في Grouping Variable، حيث يعني أن "1" أن تلك القيمة تخص العينة الأولى، والقيمة "2" تعني أن القيمة تخص العينة الثانية كما في الشكل الآتي:



شكل (10 - 18)

مثال (10-7)

في دراسة لمقارنة بين متوسطي نسبة الملوحة في مياه نهر دجلة ومياه نهر النيل أخذت عينة على مدار 10 أيام لمياه دجلة وعلى مدار 5 أيام لمياه النيل وسجلت النسب كما يلي:

مياه النيل العينة الأولى:

جدول (10 - 20)

0.3	0.15	0.13	0.1	0.5

العينة الثانية عينة مياه نهر دجلة:

جدول (10 - 21)

.170	.250	.530	.90	0.32	.150	0.33	0.45	0.4	0.6

المطلـوب اختبار أن نسبة الملوحة في الميـاه نهر دجلة هي نفسها نسبة الملوحة في نهر النيل عند مستوى معنوية 0.05 . مع العلم أن النسب مسحوبة من مجتمعين مستقلين؟

الحل:

الفروض الإحصائية:

H0: لا يوجد فرق في نسبة الملوحة بين المياه.

H1: يوجد فرق في نسبة الملوحة في النوعين.

نقوم بإدخال قيم المتغيرين في العمود ونسميه X وقيم المتغيرين في العمود الثاني الأول، وفي هذا المثال يأخذ 1 و 2 و نسميه Group كما يلي:

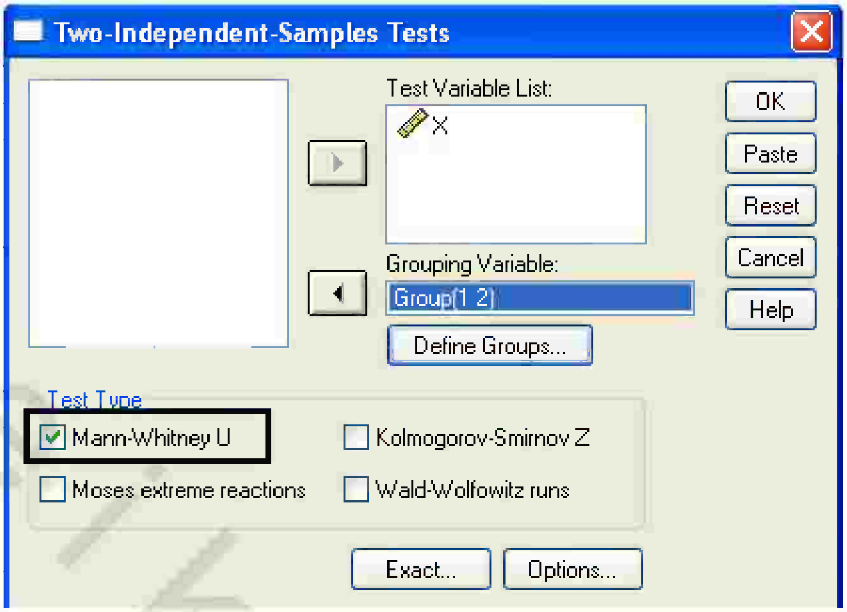
جدول (10 - 22)

	X	Group
1	50.	1
2	10.	1
3	13.	1
4	15.	1
5	30.	1
6	60.	2
7	40.	2
8	45.	2
9	33.	2
10	15.	2
11	32.	2
12	90.	2
13	53.	2
14	25.	2
15	.17	2

ثم نقوم بإجراء اختبار عينتين مستقلتين مان ويتني:

Analyze → Nonparametric Tests →2 Independent Samples → Mann – Whitney U

ونضـع X في test variable list و Group في Grouping variable بعد تعريفها كما ذكرنا سابقا، كما في الشكل الآتي:



شكل (10 - 19)

بعد النقر على OK تخرج لنا النتائج الآتية:

جدول (10 - 23)

Ranks

	Group	N	Mean Rank	Sum of Ranks
X	1	5	5.10	25.50
	2	10	9.45	94.50
	Total	15		

جدول (10 - 24)

	X
Mann-Whitney U	10.500
Wilcoxon W	25.500
Z	-1.777
Asymp. Sig. (2-tailed)	.075
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.075[a]

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: Group

الجدول الأول شكل (10–30) يحتوي على اسم المتغير وعن متوسط الرتب لكل متغير وغيرها.

القرار الإحصائي:

الجدول (11–24) يوضح بيانات إحصاءة الاختبار، وهو اختبار مان ويتني ونلاحظ أيضا أن قيمة p-value = 0.075، وهي أكبر من $\frac{\alpha}{2} = 0.075$ إذاً نقبل الفرض العدمي ونقول: إنه لا يوجد فرق في نسبة الملوحة بين النهرين.

مثال (10-8)

في تجربة لمقارنة متوسط الإنتاج اليومي من اللبن لنوعين من الأبقار أخذت عينة بحجم أربع بقرات من النوع A وعينة بحجم خمس بقرات من النوع B، وسجل الإنتاج اليومي كالآتي:

جدول (10 - 25)

A	18	12	10	15	–
B	22	21	19	20	16

هل يمكن أن نستنتج أن الإنتاج اليومي لكل من النوعين متساوٍ عند مستوى معنوية 0.05؟

الحل:

الفروض الإحصائية:

$H0$: لا يوجد اختلاف في الإنتاج اليومي لكلا النوعين.

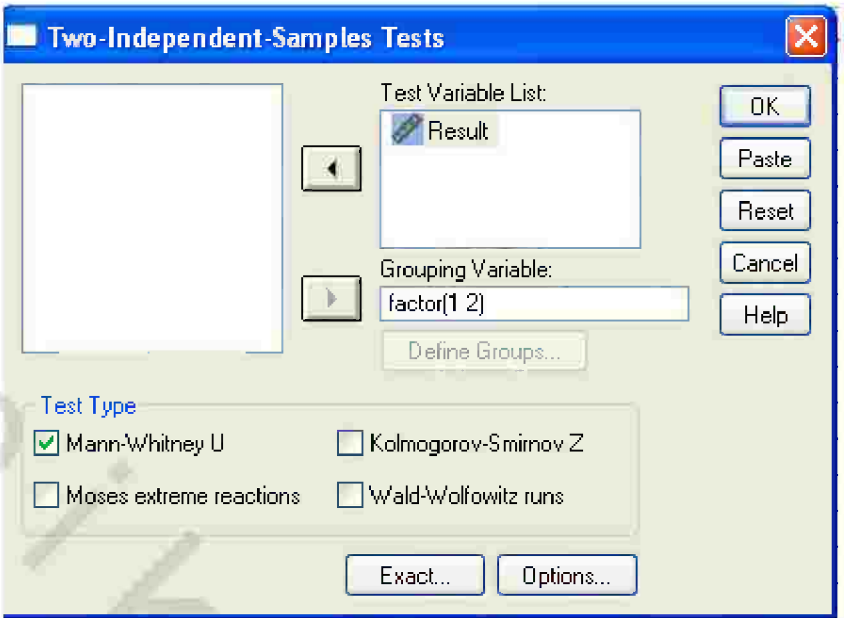
H_1: يوجد اختلاف في الإنتاج اليومي لكلا النوعين.

نقوم بإدخال البيانات كما في السابق وكما هو موضح في الشكل الآتي:

جدول (10 - 26)

	factor	Result
1	1.00	18.00
2	1.00	12.00
3	1.00	10.00
4	1.00	15.00
5	2.00	22.00
6	2.00	21.00
7	2.00	19.00
8	2.00	20.00
9	2.00	16.00

ثم نقوم بإدخال كما في السابق وكما هو موضح في الشكل الآتي:



شكل (10 ـ 20)

بعد النقر على OK تخرج لنا النتائج الآتية:

جدول (10 ـ 27)

Ranks

	factor	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Result	1.00	4	2.75	11.00
	2.00	5	6.80	34.00
	Total	9		

Test Statistics [b]

	Result
Mann-Whitney U	1.000
Wilcoxon W	11.000
Z	-2.205
Asymp. Sig. (2-tailed)	.027
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.032[a]

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: factor

من المخرجات نلاحظ مجموع ومتوسط الرتب لكلا المتغيرين، وهذا في الجدول الأول (10–27).

القرار الإحصائي:

الجدول الثاني نلاحظ أن p-value= 0.027 وهي أكبر من .025 = $\frac{\alpha}{2}$ (لأن الاختبار من طرفين) أي نقبل الفرض العدمي ونقول: إنَّه لا يوجد اختلاف في الإنتاج اليومي لكلا النوعين.

(10-6) اختبار كرسكال والاس (The Kruskal – Wallis):

يستخدم لاختبار الفرضية التي تهدف إلى معرفة ما إذا كانت عدة عينات قيد الدراسة قد تم اختيارها من مجتمعات بدوال توزيع متطابقة، علاوة على ذلك أنه يستخدم أكبر قدر ممكن من المعلومات التي بالعينات مقارنة باختبارات أخرى تستخدم للغرض نفسه، وعليه فهو أكثر قوة ويفضل استخدامه خاصة عندما تكون وحدة قياس البيانات على الأقل ترتيبي.

شروط تطبيق الاختبار:

- تحتوي البيانات على مفردات k عينة عشوائية حجم كل عينة منهم $n_1 \ldots n_k$ على التوالي.
- المفردات مستقلة عن بعضها بعضًا خلال العينة ومن عينة إلى أخرى.
- وحدة القياس على الأقل ترتيبي.
- جميع دوال التوزيعات لجميع العينات $F_1, F_2, \ldots, F_k$ ترتبط بالعلاقة الآتية:

$$Fj(t) = F(t-\tau_i), \quad -\infty < t < \infty$$

حيث إن $j = 1,2,\ldots,k$ والرمز τ يقرأ "تاو".

الفروض الإحصائية:

H_0: دوال التوزيع لجميع المجتمعات متطابقة أو

$$H_0 = [\tau_1,\ldots,\tau_k \text{ all equal}]$$

H_A: ليس جميع دوال التوزيع متطابقة أو

$$H_A = [\tau_1,\ldots,\tau_k \text{ not all equal}]$$

إحصاءة الاختبار:

$$T = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3\,(n+1)$$

حيث:

$R_i = \sum R(X_{ij})$: مجموع الرتب المعطاة لمفردات العينة i

n: مجموع عدد المفردات في جميع العينات.

القرار الإحصائي:

إذا كان حجم العينات صغيرًا فإننا

نرفض H_0 إذا كان $T \geq \omega_{1-\alpha}$

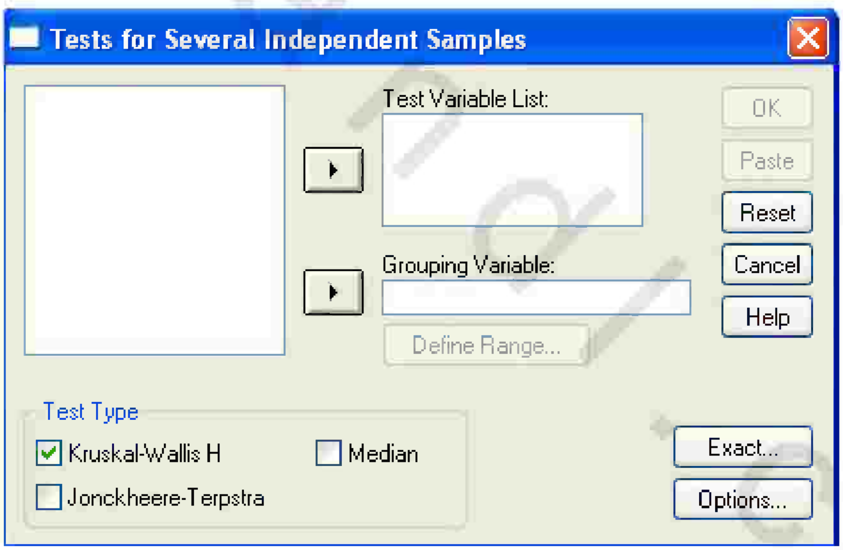
حيث تستخرج تلك القيم من جداول كرسكال والأس لتحليل اللامعلمي. انظر (Holiander and Wolfe 1998).

و إذا كان حجم العينات كبيرًا فإننا

نرفض H_0 إذا كان $T \geq x_{\alpha,k-1}$

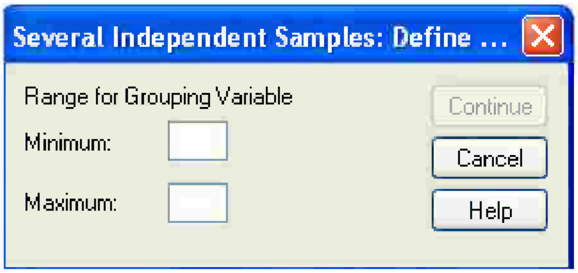
نقوم بتفعيل اختبار كرسكال والأس كالآتي:

Analyze → Nonparametric Test → k independent Sample → Kruskal – Wallis



شكل (10 - 21)

حيث نقوم بإدخال عمود قيم المتغيرات في خانة تسمى Test Variable List وإدخال عمود تصنيف القيم "Group" في خانة Grouping Variable ثم نقوم بتعريفها بالنقر على مربع Define Range، حيث يدخل الباحث رقم أول مجموعة دائما تكون واحد في خانة Minimum ورقم آخر مجموعة، وهي عدد العينات في خانة Maximum كما في الشكل الآتي:



شكل (10 - 22)

مثال (10-9)

تم اختبار ثلاثة أنواع من الأغذية على الأطفال، تم اختبار الطعام A على عينة من 5 أطفال، تم اختبار الطعام B على عينة من 6 أطفال، تم اختبار الطعام C على عينة من 5 أطفال، وتم قياس أوزانهم بعد 7 أسابيع وكانت النتائج كالآتي:

جدول (10 - 28)

Food Type	أوزان الأطفال					
A	11.2	12,1	10,9	11,3	12	-
B	12,6	10,8	11,3	11	1,2	10,7
C	11,3	11,9	12,4	10,6	12	-

اختبر ما إذا كان متوسط أوزان الأطفال الذين تناولوا الأطعمة A، B، C متساوية عند مستوى معنوية 0,05.

الحل:

الفروض الإحصائية:

H_0: جميع الأطعمة متساوية التأثير في وزن الأطفال.

H_A: على الأقل يوجد نوع من أنواع الأطعمة ذو تأثير متميز في الوزن.

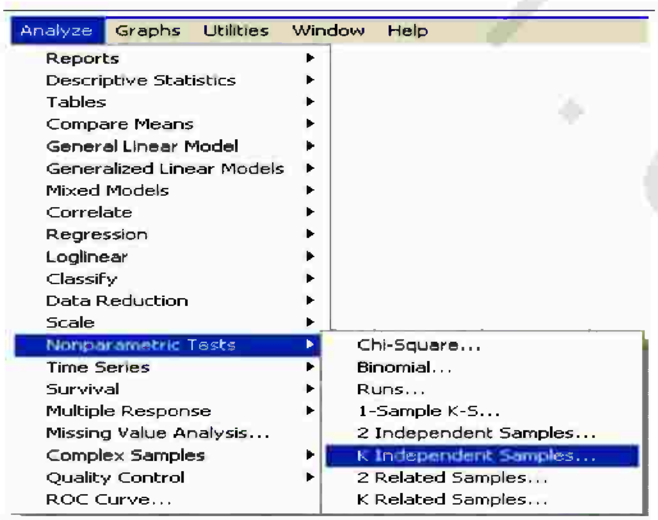
أولاً: نقوم بإدخال البيانات في عمود تكون فيه قيم المتغيرات الثلاث، وعمود يكون فيه تصنيف القيم كما يلي:

جدول (10-29)

	Vaule	Group
1	11.30	1
2	11.90	1
3	12.40	1
4	10.60	1
5	12.00	1
6	12.60	2
7	10.80	2
8	11.30	2
9	11.00	2
10	12.00	2
11	10.70	2
12	11.20	3
13	12.10	3
14	10.90	3
15	11.30	3
16	12.00	3

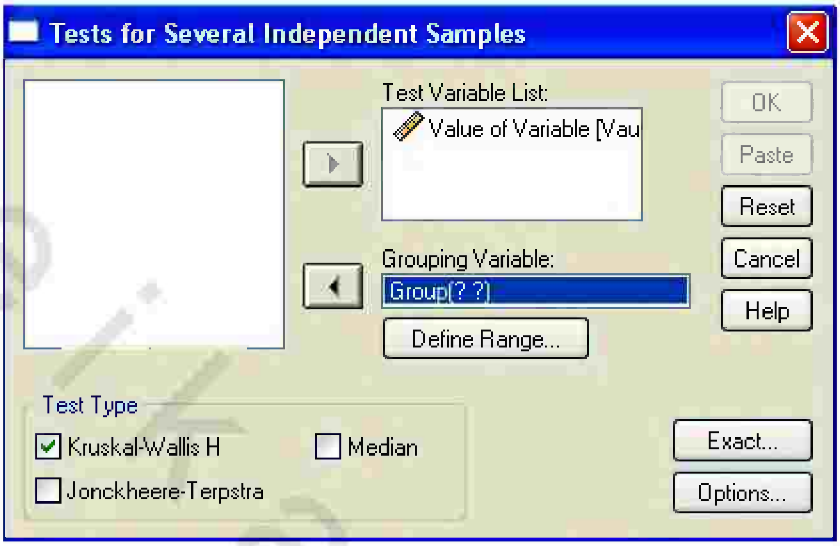
ثم نقوم بالآتي:

- من شريط القوائم نختار Analyze.
- ثم نختار Nonparametric Test.
- لاختبار اختبار أكثر من عينتين مستقلتين نختار k independent Sample كما في الشكل الآتي:



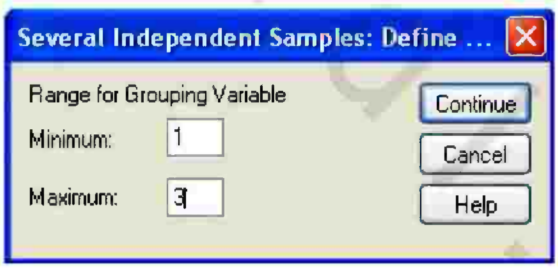
شكل (10 - 23)

- في الشكل (10-24) نقوم باختيار Kruskall – Wallis.
- نقوم بإدخال عمود Value في مربع Test Variable List
- وGroup في Grouping Variable كما في الشكل الآتي:



شكل (24-10)

- ونعرف المجموعة كما في الشكل الآتية:



شكل (25-10)

- ثم بعد النقر على OK تخرج لنا النتائج الآتية:

جدول (10 - 30)

Ranks

	Group	N	Mean Rank
Value of Variable	1	5	9.20
	2	6	7.67
	3	5	8.80
	Total	16	

جدول (10 - 31)

Test Statistics[a,b]

	Value of Variable
Chi-Square	.315
df	2
Asymp. Sig.	.854

a. Kruskal Wallis Test
b. Grouping Variable: Group

نلاحظ من الجدول (10 – 30) عدد العينة لكل مجموعة وأيضا متوسط الرتب لكل مجموعة.

والجدول (10 – 31) هو أهم جدول لدينا لاحتوائه على معلومات الاختبار.

القرار الإحصائي:

نلاحظ من الجدول الثاني أن p-value= 0.854 وهو أكبر من مستوى المعنوية 0.05 إذا نقبل الفرض العدمي ونقول إن تأثير الثلاثة أنواع من الأطعمة متساوية على الوزن.

مثال (10–10)

لمعرفة مدى تأثير ثلاث طرق إنتاج A، B، C لإنتاج منتج ما، تم عمل اختبار لتلك الطرق وكانت نتائج عدد الوحدات المنتجة في كل طريقة على مدار 5 أيام مختلفة كالآتي:

جدول (10-32)

الطريقة A	13	15	25	15	17
الطريقة B	27	13	12	11	23
الطريقة C	14	16	18	19	20

اختبر صحة الفرض القائل: إنَّه على الأقل توجد طريقة من الطرق الثلاثة مؤثرة في حجم الإنتاج عند مستوى معنوية (دلالة) 0.01.

الحــل:

الفروض الإحصائية:

H_0: الثلاث طرق متساوية التأثير في الإنتاج.

H_A: على الأقل توجد طريقة واحدة لها تأثير مميز في حجم الإنتاج.

أولاً: نقــوم بإدخال البيانات عمود يكون فيه قيم المتغيرات الثلاثة وعمود يكون فيه تصنيف القيم كما في الشكل الآتي:

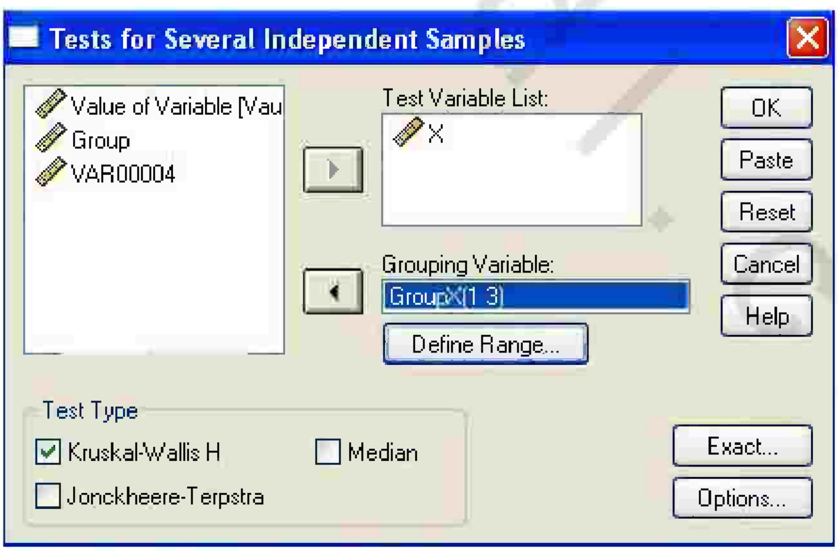
جدول (10 - 33)

Vaule	Group
13.00	1.00
15.00	1.00
25.00	1.00
15.00	1.00
17.00	1.00
27.00	2.00
13.00	2.00
12.00	2.00
11.00	2.00
23.00	2.00
14.00	3.00
16.00	3.00
18.00	3.00
19.00	3.00
20.00	3.00

نقوم بالآتي:

Analyze → Nonparametric Test → k independent Sample → Kruskal − Wallis

ثم نقوم بإجراء اختبار عدة عينات مستقلة بإدخال X إلى test variable list و GroupX إلى Grouping variable كما في الشكل الآتي:



شكل (10-26)

ثم بعد النقر على OK تخرج لنا النتائج الآتية:

جدول (-10 34)

Ranks

	GroupX	N	Mean Rank
X	1.00	5	7.90
	2.00	5	6.90
	3.00	5	9.20
	Total	15	

جدول (-10 35)

Test Statistics[a,b]

	X
Chi-Square	.667
df	2
Asymp. Sig.	.716

a. Kruskal Wallis Test
b. Grouping Variable: GroupX

القرار الإحصائي:

نلاحـظ من الجدول الثـانـي أن p-value=.716 وهو أكبر مـن مستوى المعنويـة 0.01 إذاً نقبل الفرض العدمي ونقول: إنَّ الثلاث طرق إنتاج لها تأثير متساوٍ في الإنتاج.