ملخص التحليل الإحصائي

شيءٌ آخر (أبو فيصل)

إهداء لدفعة ٢٠١٣م وأسأل الله بأنني قد وفقت في شرح وتلخيص هذا المقرر ، وأن يكون فيه خير ومنفعة للجميع ، مع أمنياتي لكم بتحقيق أفضل الدرجات في هذا المقرر.

للأستاذ : محمد الخذيف

المحاضرة الثانية عشر

اختبار الفروض الإحصائية المعلمية

الجزء الأول

يهدف الباحث من اختبار الفرضيات حول المتوسط مثلا إلى اتخاذ قرار حول ما إذا كانت هذه الفرضية مقبولة أم مرفوضة ، ويتم ذلك من خلال استخدام مختبر إحصائي مناسب ، والمختبر الإحصائي هو متغير عشوائي ذو توزيع احتمالي يصف العلاقة بين القيم النظرية للمعلم والقيم المحسوبة من العينة ، وفي العادة تقارن قيمة المختبر الإحصائي المحسوب من العينة مع قيمته المستخرجة من توزيعه الاحتمالي (باستخدام جداول خاصة) ومنها نتخذ القرار برفض أو قبول الفرضية الصفرية .

أنواع الاختبار (الفروض)

١) أنواع الاختبار (الفروض) في حالة عينة واحدة:

بفرض اننا سوف نرمز للمعلمة المجهولة بالرمز μ ونريد اختبار الفرض القائل أن قيمتها تساوى μ_0 سيكون فرض العدم على الصورة التالية: $H_0 : \mu = \mu_0$

وسيكون الفرض البديل في حالة الاختبار ذو طرف واحد: $H_a : \mu < \mu_0 \quad or \quad H_a : \mu > \mu_0$

وسيكون الفرض البديل في حالة الاختبار ذو طرفين: $H_a : \mu \neq \mu_0$

---

٢) انواع الاختبار (الفروض) في حالة عينتين:

بفرض اننا سوف نرمز للمعلمة المجهولة بالرمز μ ونريد اختبار الفرض القائل ان قيمتها متساوية في المجتمعين سيكون فرض العدم على الصورة التالية: $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

وسيكون الفرض البديل في حالة الاختبار ذو طرف واحد: $H_a : \mu_1 < \mu_2 \quad or \quad H_a : \mu_1 > \mu_2$

وسيكون الفرض البديل في حالة الاختبار ذو طرفين: $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$

---

٣) انواع الاختبار (الفروض) في حالة أكثر من عينتين:

بفرض اننا سوف نرمز للمعلمة المجهولة بالرمز μ ونريد اختبار الفرض القائل ان قيمته متساوية في المجتمعات التي عددها r سيكون فرض العدم على الصورة التالية:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_r$$

وسيكون الفرض البديل:

$$H_a : \text{at least two are different}$$

١) الاختبارات الاحصائية لعينة واحدة (One Sample Test)

➢ اختبار Z-test :

في كثير من الأحيان لا يمكن معرفة تباين المجتمع الذي سحبت منه العينة ، إلا أنه إذا كان حجم العينة كبيرا (n < 30) فإنه يمكن استخدام تباين العينة الكبيرة (S^2) عوضاً عن تباين المجتمع (σ^2) الغير معلوم ، وذلك لأن (S^2) مقدر جيد (σ2) ولأنه لا يتغير كثيراً من عينة لأخرى ما دام حجم العينة كبير ، ففي هذه الحالة يمكننا استخدام اختبار (Z) لاختبار الفرضيات الصفرية موضع الدراسة وذلك من خلال المختبر الإحصائي التالي:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$$

ويعتبر ذلك مدخل ضروري لفهم اختبار t-test .

خطوات اختبار Z :

- وضع فرض العدم والفرض البديل.

مثال: ينتج مصنع دقيق قمح في عبوات زنة العبوة (**2.5**) كيلوجرام ، فإن فرضية العدم هي:

$$H_o:\mu=2.5$$

- في حين يأخذ الفرض البديل عدة أشكال حسب طبيعة الاختبار:

$H_a : \mu \neq 2.5$	الفرض البديل أن متوسط المجتمع لا يساوي القيمة الافتراضية بغض النظر عن كون الاختلاف زيادة أو نقصاً.
$H_a : \mu > 2.5$	الفرض البديل أن متوسط المجتمع أكبر من القيمة الافتراضية.
$H_a : \mu < 2.5$	الفرض البديل أن متوسط المجتمع أصغر من القيمة الافتراضية.

- تحديد مستوى الدلالة (α)؛ وتحدد مستويات المعنوية سلفاً وهي عادة **0.05 أو 5%**
- حساب إحصائية الاختبار (Z) حيث:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$$

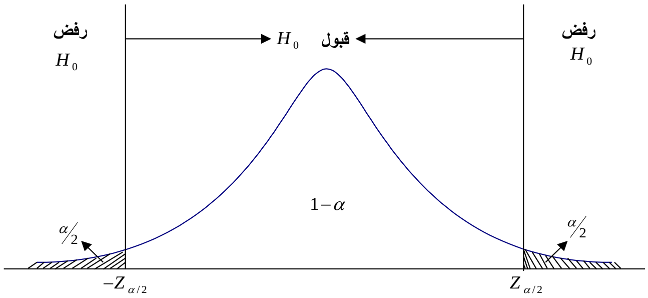
حيث أن :

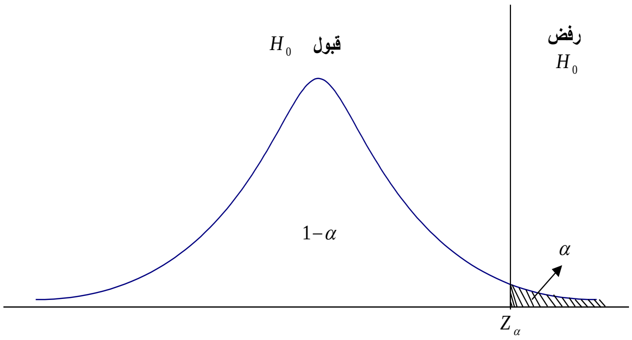
$\bar{X}$	الوسط الحسابي للعينة.
μ_0	القيمة الفرضية للوسط الحسابي للمجتمع.
α	مستوى الدلالة.
σ	الانحراف المعياري للمجتمع.
n	حجم العينة.

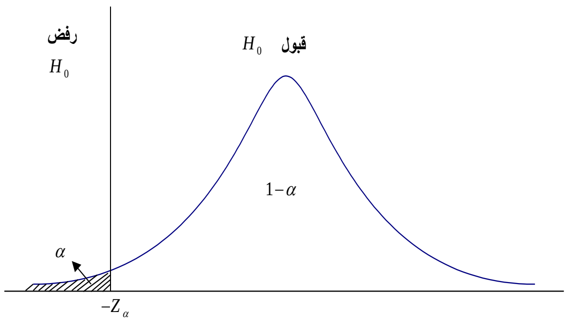
- اتخاذ قرار حول بيانات العينة من خلال مقارنة قيمة إحصائية الاختبار (المحسوبة) بالقيمة النظرية (الجدولية) للتوزيع الطبيعي المعياري عند مستوى معنوية محدد (Z_α). **وفيما يلي قاعدة القرار لرفض فرض العدم :**

الفرض البديل	قاعدة القرار: رفض فرض العدم إذا
$H_1 : \mu \neq \mu_0$	إذا كانت القيمة المطلقة لـ Z أكبر من قيمة Z النظرية عند مستوى معنوية.
$H_1 : \mu > \mu_0$	إذا كانت قيمة Z أكبر من قيمة Z النظرية عند مستوى معنوية.
$H_1 : \mu < \mu_0$	إذا كانت قيمة Z أقل من قيمة Z النظرية عند مستوى معنوية.

والقاعدة السابقة توضحها الأشكال التالية:







مثال على اختبار Z :

إذا كان متوسط استهلاك الفرد السعودي من الدجاج حسب تقارير وزارة الصحة هو (12) كيلوجرام بانحراف معياري (6) كيلوجرامات لفترة السبعينات الميلادية، أجرى أحد الباحثين دراسة في عام ٢٠٠٣م من عينة قوامها (49) فرداً ووجد أن متوسط الاستهلاك للفرد هو (14) كيلوجرام ، هل تشير الدراسة الحالية أن متوسط الاستهلاك أرتفع عما عليه في السبعينات.

الحل:

١) **فرض العدم والفرض البديل.**

فرض العدم: Ho: µ=12

الفرض البديل: H_1: µ>12

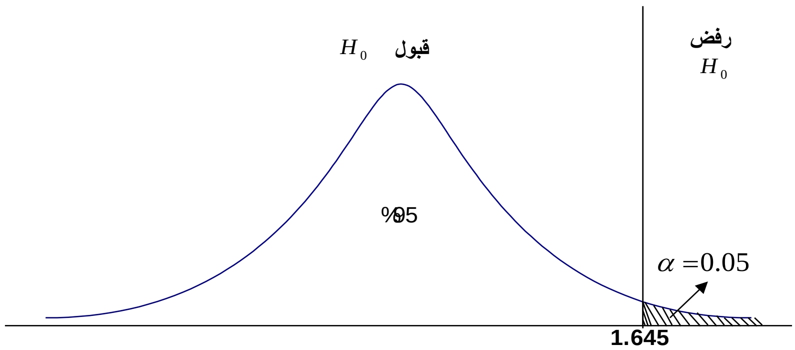
٢) **مستوى الدلالة = (0.05)**

٣) **إحصائية الاختبار (Z)**

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{14-12}{6/\sqrt{49}} = 2.33$$

٤) **تحديد قيمة Z المعيارية من الجدول عند مستوى دلالة (0.05) ، نحتاج لتحديد قيمة Z_α التي تقع علي اليمين وتساوي 1.645**

(أنظر الشكل التالي):



Tables of the Normal Distribution

Probability Content from -oo to Z

Z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990

٥) بما أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة النظرية المستخرجة من الجدول كما يبين الشكل ، فإنها تقع في منطقة الرفض ، وبذلك نرفض فرض العدم حيث أن البيانات المتوفرة تقدم دليلاً كافياً على أن متوسط استهلاك الفرد من لحوم الدواجن في الوقت الحالي قد ارتفع بمستوى معنوي أو ذو دلالة عما علية في سبعينات القرن الماضي.

- **اختبار t-test :**

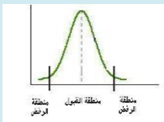
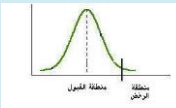
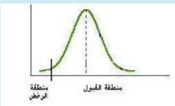
ولكن إذا كان حجم العينة صغيراً (30 < n) فإن قيمة (S^2) تتغير كثيراً من عينة إلى أخرى وبالتالي لا يمكننا هنا أن نستخدم اختبار(Z)، مما دفع كثيراً من الإحصائيين للبحث عن البديل المناسب .

ففي سنة ١٩٠٨م استطاع العالم الايرلندي وليم كوسيت W.S. Gosset من نشر بحث تحت اسم مستعار بسبب ظروف خاصة هو (استيودنت، Student) استطاع من خلاله أن يشتق معادلة للتوزيع الاحتمالي (t) الذي قيمته هي :

$$t = \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$$

وهذا الاختبار يشبه اختبار التوزيع الطبيعي (Z) ، بيد أنه يختلف عنه في تضمنه للانحراف المعياري (S) للعينة بدلاً من الانحراف المعيـاري (σ) للمجتمع .

يستخدم هذا الصنف من اختبار(t) للحكم على معنوية الفروق بين متوسط عينة ومتوسط المجتمع الذي سحبت منه ، ولغرض توضيح ذلك إليك هذا العرض الموجز لخطوات اختبار(t) حول متوسط حسابي واحد على افتراض أن تباين المجتمع σ^2 غير معلوم وأن حجم العينة صغير.

خطوات الاختبار	اختبار ذو طرفين	اختبار ذو طرف واحد: طرف يمين	اختبار ذو طرف واحد: طرف يسار
١- الفرضية الصفرية H_0 ٢- الفرضية البديلة H_1	$\mu = \mu_0$ $\mu \neq \mu_0$	$\mu = \mu_0$ $\mu > \mu_0$	$\mu = \mu_0$ $\mu < \mu_0$
٣- مستوى الدلالة	α		
٤- منطقة الرفض	ا ت ا ≤ ت (df، α) 	ت ≤ ت (df،α) 	ت ≥ ت (df،α) 
٥- المختبر الإحصائي	$t = \dfrac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$ هذا المختبر الإحصائي يستخدم لتوضيح أهمية الفروق بين الوسط الحسابي للعينة والوسط الحسابي للمجتمع		
٦- القرار	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [ت ($\frac{1}{2}$ α، df)] الجدولية أي أن: ا ت ا ≤ ت ($\frac{1}{2}$ α، df)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [ت (α ،df)] الجدولية أي أن: ت ≤ ت (df،α)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [-ت (df،α)] الجدولية أي أن: ت ≥ - ت (df،α)

مثال على اختبار t :

لو كانت لدينا عينة عشوائية تتكون من 250 طالب وجد أن الوسط الحسابي لأطوال طلاب العينة 155.95 سم، والانحراف المعياري = 2.94 سم، علما بأن الوسط الحسابي لأطوال طلاب الجامعة يبلغ 158 سم، اختبر أهمية الفرق المعنوي بين الوسط الحسابي لأطوال طلاب العينة والوسط الحسابي لأطوال طلاب الجامعة ؟

الحل :

سيتم اختبار الفرضيات التالية :

الفرضية الصفرية : لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط أطوال الطلاب في العينة ومتوسط أطوال الطلاب في الجامعة:

$(\mu = \mu_0)$

الفرضية البديلة : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط أطوال الطلاب في العينة ومتوسط أطوال الطلاب في الجامعة:

$(\mu \neq \mu_0)$

مستوى الدلالة : α = 0.05

منطقة الرفض : قيمة (ت) الجدولية عند مستوى دلالة α = 0.05 ودرجات حرية 249 = 1.960

المختبر الإحصائي :

$\overline{X}$ = 155.95 سم ، n = 250 طالب ، S = 2.94 سم ، μ = 158 سم

وبالتعويض في المعادلة التالية:

$$t = \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} = \frac{155.95 - 158}{2.94/\sqrt{250}} = -11.006$$

القرار:

قيمة t المحسوبة (-11.006) أصغر من قيمة *t* المجدولة (-1.96) عند مستوى دلالة α = 0.05

أو نقول أن القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة أكبر من القيمة المطلقة للقيمة الجدولية.

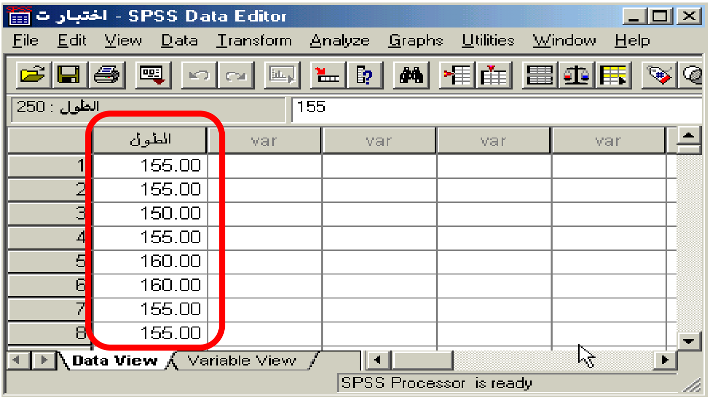
∴ نرفض الفرضية الصفية ونقبل البديلة .

أي أنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الوسط الحسابي للعينة والوسط الحسابي لمجتمع البحث.

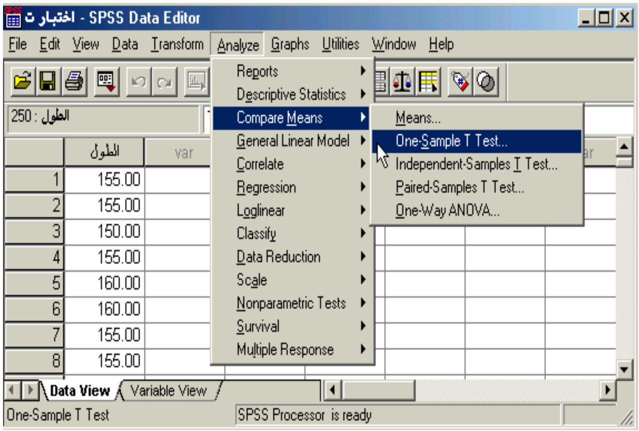
حساب اختبار (ت) لعينة واحدة One Sample T-Test من خلال الـ SPSS

لغرض حساب قيمة (t) لنفس المثال السابق من خلال استخدام برنامج الـ SPSS اتبع الخطوات التالية :

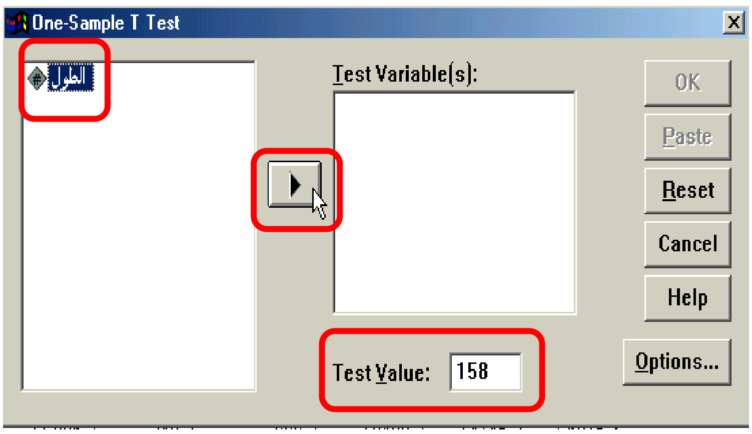
✓ قم بإدخال البيانات المراد تحليلها من خلال شاشة تحرير البيانات Data Editor بالطريقة المناسبة كالتالي :



✓ من القائمة "تحليل" Analyze اختر الأمر "مقارنة المتوسطات" Compare Means فتظهر قائمة أوامر فرعية اختر منها "اختبار (t) لعينة واحدة" One-Sample T Test كالتالي:



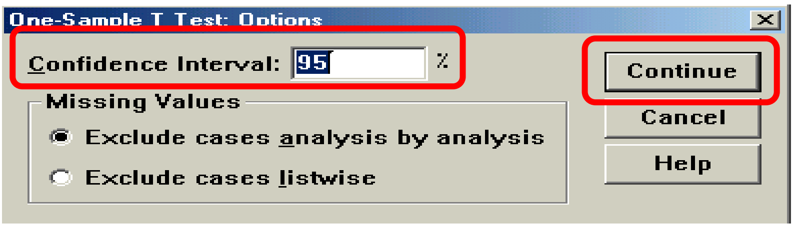
✓ بعد اختيار الأمر "اختبار (ت) لعينة واحدة One-Sample T Test سوف يظهر لك صندوق الحوار التالي :



✓ من قائمة المتغيرات في الجهة اليسرى من صندوق الحوار انقر نقرا مزدوجا على المتغير "الطول" (أو أنقر على السهم الذي يظهر في صندوق الحوار بعد التظليل على المتغير المرغوب نقله إلى الجهة الأخرى) ستلاحظ انتقاله مباشرة في المستطيل "متغيرات الاختبار" Test Variable(s).

✓ في الحقل الخاص بـ "القيمة المختبرة" Test Value أكتب القيمة التي تريد أن تقارن بها متوسط العينة موضع الدراسة (في هذا المثال يتم كتابة الرقم 158 والذي يمثل متوسط أطوال الطلاب في الجامعة) .

✓ قم بالنقر على زر "خيارات" Options في الجهة السفلية اليمنى من صندوق الحوار السابق وذلك عند الرغبة في تغيير قيمة "فترة الثقة" Confidence Interval حيث يظهر لك صندوق الحوار التالي والذي يتيح إمكانية تغيير فترة الثقة المختبرة (بشكل تلقائي سوف تظهر القيمة 95%) ، وبعد الانتهاء من التعديل على هذا الصندوق الحواري أنقر على زر "استمرار" Continue .



✓ أنقر بعد ذلك على زر "موافق" OK سيؤدي ذلك إلى تنفيذ الاختبار ، وستلاحظ ظهور النتائج في شاشة المخرجات كالتالي :

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

➡ T-Test

One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
الطول	250	155.9520	2.9422	.1861

One-Sample Test

	Test Value = 158					
					95% Confidence Interval of the Difference	
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
الطول	-11.006	249	.000	-2.0480	-2.4145	-1.6815

يتضح من النتائج أن قيمة (ت) المحسوبة t-test = -11.006 ، ودرجات الحرية df = 249 ، وقيمة Sig. (2-tailed) = 0.000 ، وبما أن قيمة Sig. (2-tailed) في الجدول (0.000) أصغر من قيمة α = 0.05 فإننا بالتالي نرفض الفرضية الصفرية ، أي أنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط أطوال العينة ومتوسط أطوال طلاب الجامعة .

---

٢) الاختبارات الاحصائية لعينتين مستقلتين Independent Samples t-test

يستخدم هذا النوع من اختبار (ت) للحكم على معنوية Significance الفروق بين متوسطي عينتين غير مرتبطتين Independent ، ولغرض توضيح ذلك إليك هذا العرض الموجز لخطوات اختبار (ت) حول متوسطين على افتراض أن تباين المجتمع σ_1^2 و σ_2^2 غير معلومين ولكنهما متجانسين وأن حجم العينة صغير.

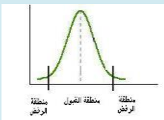
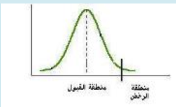
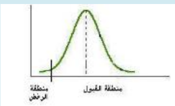
ويستند هذا الاختبار إلى توفر عدد من الافتراضات وهذه الافتراضات هي :

- **مستوى القياس:** يشترط لاستخدام هذا الاختبار أن تكون البيانات فئوية (فتريه) أو نسبية.
- **أن يكون حجم العينة صغيراً:** يقتضي هذا الافتراض أن يكون حجم العينة أقل من (30) وأكبر من (5) (وإذا كان حجم العينة أكبر من 30 فلا بأس من ذلك) ، ولتجنب الخطأ نستعيض عن (σ) بالمعلمة (S) ، ويجب

كذلك أن يكون الفرق بين حجم عينتي البحث صغيراً ، لأنه كلما زاد الفرق بين حجم العينتين أثر ذلك على قيمة (t) المحسوبة.

- **التوزيع الطبيعي:** ويقضي هذا الافتراض أن المشاهدات (N1) في المجتمع الأول تتخذ شكل التوزيع الطبيعي لوسط يساوي (μ_1) وكذلك الأمر بالنسبة للمشاهدات (N2) في المجتمع الثاني يفترض فيها أن تتخذ شكل التوزيع الطبيعي لوسط يساوي (μ_2) ، وإن مخالفة هذا الافتراض ليس لها تبعات تذكر.
- **تجانس التباين في المجتمعين:** وبموجب هذا الافتراض يكون لتباين المشاهدات في كل من المجتمعين نفس القيمة (σ^2) وبذلك تكون القيمة المتوقعة للتباين في كل العينتين مساوية للمقدار (σ^2) أي يكون كل من (S_2^2 ، S_1^2) تقديراً مستقلاً لنفس المقدار (σ^2)
- **الاستقلالية:** ويقتضي هذا الافتراض أن (n_1) من المشاهدات قد تم الحصول عليها عشوائيا من المجتمع الأول بشكل مستقل عن (n_2) من المشاهدات والتي تم الحصول عليها عشوائياً من المجتمع الثاني ، وإن الاستقلالية هنا لا تعني استقلالية البيانات بين المجتمعين فقط ، بل تعني استقلالية المشاهدات ضمن المجتمع الواحد أيضاً (مثل عملية تطبيق اختبار قبلي واختبار بعدي على مجموعة واحدة).

والجدول التالي يوضح خطوات اختبار الفرق بين متوسطين باستخدام المختبر الإحصائي (ت) على افتراض أن تباين المجتمع σ_1^2 و σ_2^2 غير معلومين ولكنهما متجانسين ، وأن كل من n_1 و n_2 صغير.

خطوات الاختبار	اختبار ذو طرفين	اختبار ذو طرف واحد	
		طرف يمين	طرف يسار
١- الفرضية الصفرية H0 ٢- الفرضية البديلة H1	$\mu = \mu_0$ $\mu_0 \neq \mu$	$\mu = \mu_0$ $\mu > \mu_0$	$\mu = \mu_0$ $\mu < \mu_0$
٣- مستوى الدلالة	α		
٤- منطقة الرفض	ا ت ا ≤ ت (df، α $\frac{1}{2}$) 	ت ≤ ت (df،α) 	ت ≥ ت (df،α) 
٥- المختبر الإحصائي	$t = \dfrac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{S\sqrt{\dfrac{1}{n_1} + \dfrac{1}{n_2}}}$ هذا المختبر الإحصائي يستخدم لتوضيح أهمية الفروق بين متوسطين للعينات المستقلة وعند تجانس التباين		
٦- القرار	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [(df،α $\frac{1}{2}$) ت] الجدولية أي أن : ا ت ا ≤ ت (df،α $\frac{1}{2}$)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [(df، α) ت] الجدولية أي أن: ت ≤ ت (df،α)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [(df،α) ت-] الجدولية أي أن: ت ≥ - ت (df،α)

ولتوضيح ما ورد في الجدول السابق دعنا نتناول هذا المثال :

أراد باحث أن يعرف أثر استخدام نظم مساندة القرارات على كفاءة القرارات التي تتخذها الإدارة بمساعدة تلك النظم ، فوزع **50 مديرا** لمنشآت صناعية عشوائيا في **مجموعتين** ، ثم عين أحدهما بطريقة عشوائية لتكون **مجموعة تجريبية والأخرى ضابطة** ، وفي نهاية التجربة وزع على المجموعتان استقصاء يقيس درجة فاعلية القرار وكفاءته عندما يتم اتخاذه باستخدام نظم مساندة القرارات بدلا من الطريقة التقليدية فكانت النتائج كما يلي:

المجموعة التجريبية	المجموعة الضابطة
25 = n_1	25 = n_2
7.60 = $\overline{X}_1$	6 = $\overline{X}_2$
2.27 = S_1^2	1.78 = S_2^2

فهل تدل هذه البيانات على أن أداء المجموعة التجريبية كان أفضل من أداء المجموعة الضابطة عند مستوى **α = 0.05** ؟

الحل :

سيتم اختبار الفرضيات التالية :

الفرضية الصفرية : لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط المجموعة التجريبية ومتوسط المجموعة الضابطة ($\mu_1 = \mu_2$).

الفرضية البديلة : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط المجموعة التجريبية ومتوسط المجموعة الضابطة لصالح المجموعة التجريبية ($\mu_1 > \mu_2$)

مستوى الدلالة : **α = 0.05**

منطقة الرفض : ٠.٠ قيمة مستوى الدلالة **α = 0.05** والاختبار بذيل واحد ، ودرجات الحرية **= 25 + 25 - 2 = 48** ، بذلك تكون قيمة (ت) الجدولية **= 1.68**

المختبر الإحصائي :

$$t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{S\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

ولتطبيق هذه العلاقة يلزمنا حساب قيمة الانحراف المعياري (S) من خلال العلاقة التالية:

$$S^2 = \frac{\left[(n_1 - 1)(S_1^2)\right] + \left[(n_2 - 1)(S_2^2)\right]}{(n_1 + n_2) - 2}$$

إذا التباين يساوي:

$$S^2 = \frac{\left[(25-1)(2.27)^2\right] + \left[(25-1)(1.78)^2\right]}{(25+25) - 2} = 4.16$$

إذاً الانحراف المعياري يساوي :

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{4.16} = 2.04$$

ثم نحسب قيمة (ت) من خلال تطبيق العلاقة التالية :

$$t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{S\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{7.60 - 6.0}{2.04\sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{25}}} = 2.77$$

القرار:

قيمة (t) المحسوبة (**2.77**) أكبر من قيمــة (ت) المجدولة (**1.68**) عند مستوى دلالة **α = 0.05** .

∴ **نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة.**

أي أن المجموعة التي خضعت للتجربة يصبح أداؤهم أفضل في عملية اتخاذ القرار من الذين لم يخضعون للتجربة وذلك عند مستوى دلالة **α = 0.05**

❖ أما في حالة عدم تجانس التباين فإننا نستخدم طريقة **ويلتش Weltch** لحساب قيمة (t) وذلك من خلال تطبيق العلاقة :

$$t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

وللتحقق من تجانس التباين يتم ذلك من خلال تطبيق العلاقة التالية :

$$F = \frac{S_g^2}{S_l^2}$$

حيث أن :

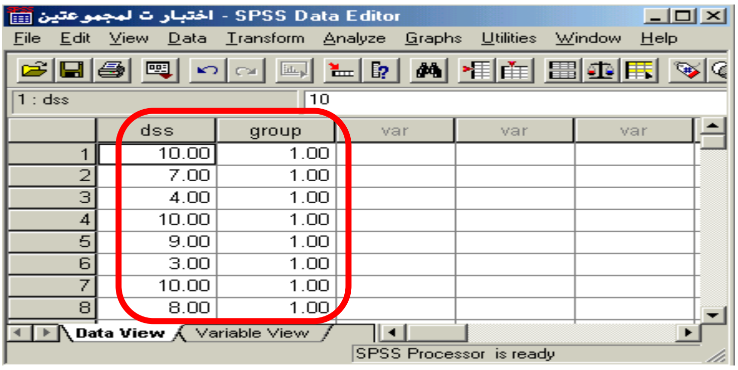
S_g^2	تعني التباين الأكبر.
S_l^2	تعني التباين الأصغر.

ومن ثم مقارنة قيمة (F) المحسوبة (**لقياس تجانس التباين**) بقيمة (F) المجدولة عند درجة حرية ($1-n_1$ و $1-n_2$)

حساب اختبار(ت) للعينات المستقلة Independent Samples T-Test من خلال الـ SPSS

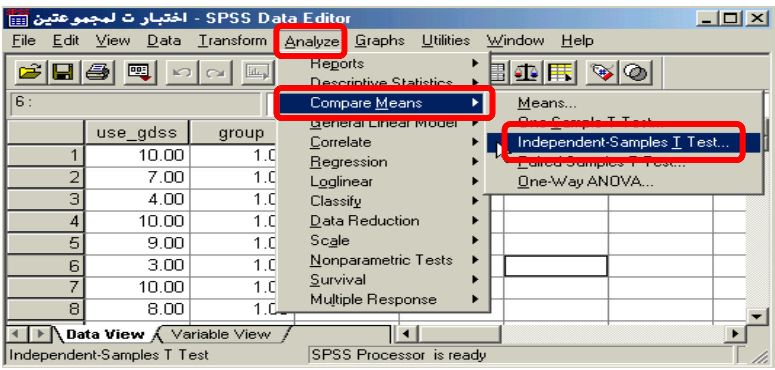
لغرض حساب قيمة (ت) لنفس المثال السابق من خلال استخدام برنامج الـ SPSS نتبع الخطوات التالية :

✓ قم بإدخال البيانات المراد تحليلها من خلال شاشة **تحرير البيانات Data Editor** بالطريقة المناسبة كالتالي :

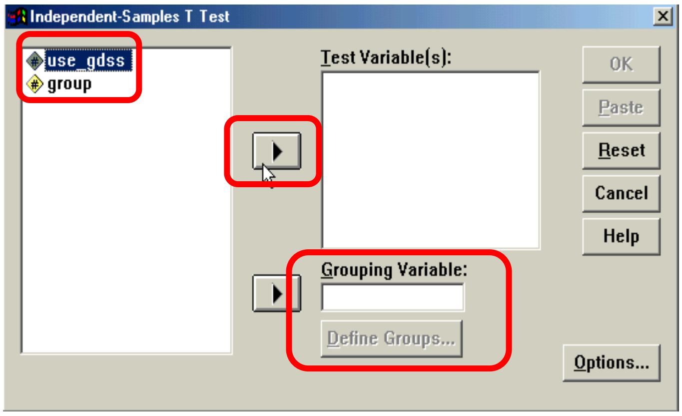


لاحظ أنه تم إدخال النتائج المتحصل عليها تحت متغير واحد باسم dss ، وتم إنشاء متغير آخر بمسمى group ليحوي رمز للمجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة .

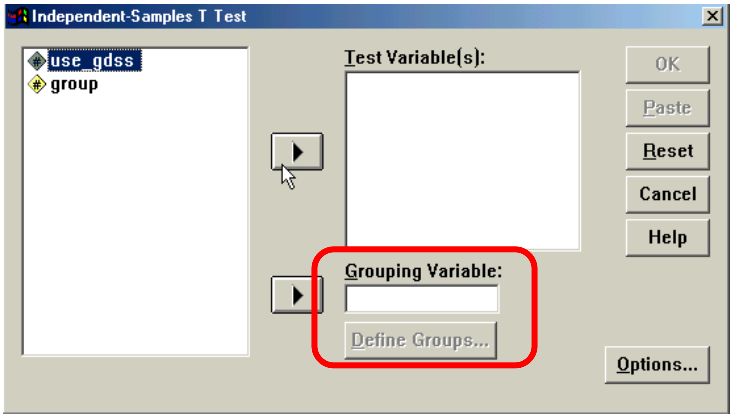
✓ من القائمة **"تحليل" Analyze** اختر الأمر "مقارنة **المتوسطات" Compare Means** فتظهر قائمة أوامر فرعية اختر منها "اختبار(ت) **للعينات المستقلة" Independent Samples T-Test** كالتالي:



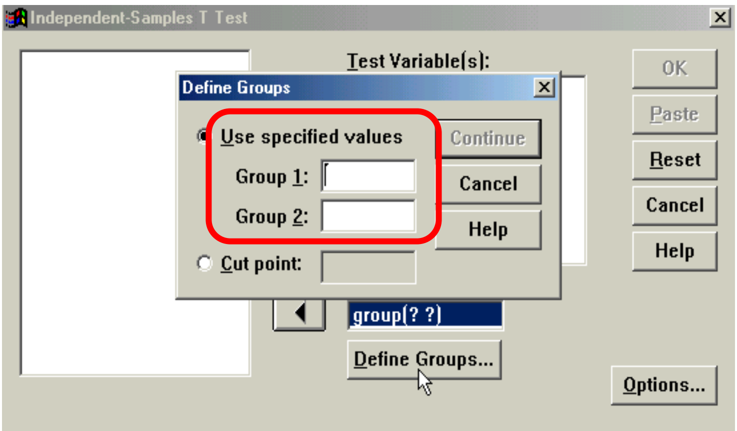
✓ بعد اختيار الأمر "اختبار (ت) للعينات المستقلة" Independent Samples T-Test سوف يظهر لك صندوق الحوار التالي :



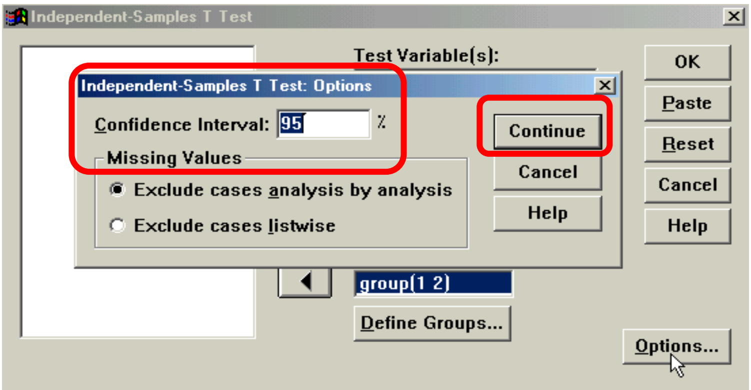
✓ من قائمة المتغيرات في الجهة اليسرى من صندوق الحوار حدد المتغير المراد نقله إلى المستطيل الخاص بـ "متغيرات الاختبار" Test Variable(s) ومن ثم أنقر على السهم الذي يظهر مقابل المستطيل الخاص بـ "متغيرات الاختبار" ، ستلاحظ انتقال المتغير مباشرة في المستطيل "متغيرات الاختبار" Test Variable(s) ، واعمل نفس الشيء مع المتغير group لنقله إلى الحقل الخاص بـ "مجاميع المتغيرات" Grouping Variable .



✓ أنقر على زر "تعريف المجموعات" Define Groups في أسفل صندوق الحوار السابق ، سيؤدي ذلك إلى فتح صندوق حوار صغير يتيح الفرصة للمستخدم لتعريف قيم المجموعة الأولى (والتي يمثلها الرقم ١) وقيم المجموعة الثانية (والتي يمثلها الرقم ٢) .



✓ أنقر على زر "خيارات" Options في الجهة السفلية اليمنى من صندوق الحوار السابق وذلك عند الرغبة في تغيير قيمة "فترة الثقة" Confidence Interval حيث يظهر لك صندوق الحوار التالي والذي يتيح إمكانية تغيير فترة الثقة المختبرة (بشكل تلقائي سوف تظهر القيمة 95%) ، وبعد الانتهاء من التعديل على هذا الصندوق الحواري أنقر على زر "استمرار" Continue .



✓ أنقر بعد ذلك على زر "موافق" OK سيؤدي ذلك إلى تنفيذ الاختبار، وستلاحظ ظهور النتائج في شاشة المخرجات كالتالي :

T-Test

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

Group Statistics

	GROUP	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
USE_GDSS	USE DSS	25	7.6000	2.2730	.4546
	NOT USE DSS	25	6.0000	1.7795	.3559

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means				
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. E Differe
USE_GDSS	Equal variances assumed	1.095	.301	2.771	48	.008	1.6000	.5
	Equal variances not assumed			2.771	45.386	.008	1.6000	.5

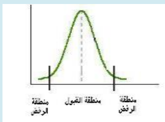
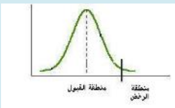
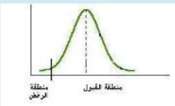
يتضح من النتائج أن قيمة (F) = 1.095 ومستوى دلالتها 0.301 وهذه القيمة أكبر من 0.05 ، مما يدل على أنها غير دالة (وهذا يعني أن هناك تجانس بين تباين المجموعتين)، وهذا يدفعنا إلى قراءة نتائج اختبار (ت) المقابلة للعبارة "افتراض تساوي التباين" Equal variances assumed ، من هذه النتائج نلاحظ أن قيمة (ت) المحسوبة t-test = 2.771 ، ودرجات الحرية df = 48 ، وقيمة Sig. (2-tailed) =0.008، وبما أن قيمة Sig. (2-tailed) في الجدول (0.008) أصغر من قيمة α = 0.05

فإننا بالتالي نرفض الفرضية الصفرية ، أي أنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط المجموعة التجريبية ومتوسط المجموعة الضابطة لصالح المجموعة الضابطة (وذلك بسبب حصولها على متوسط حسابي أكبر = 7.60).

الاختبارات الاحصائية لعينتين غير مستقلتين (العينات المرتبطة) Paried Samples t-test

يستخدم هذا النوع للحكم على دلالة الفروق ومعنويتها Significance بين متوسطي عينتين مرتبطتين Correlated Data ، مثل اختبار دلالة الفروق بين متوسط أداء الموظفين قبل التدريب وبعد التدريب ، ولغرض توضيح ذلك إليك هذا العرض الموجز لخطوات اختبار (ت) حول متوسطين مرتبطين على افتراض أن تباين المجتمع و غير معلومين وأن حجم العينة صغير.

والجدول التالي يوضح خطوات اختبار الفرق بين متوسطين مرتبطين باستخدام المختبر الإحصائي (ت) على افتراض أن تباين المجتمع σ_1^2 و σ_2^2 غير معلومين ، وأن حجم العينة صغير.

خطوات الاختبار	اختبار ذو طرفين	اختبار ذو طرف واحد	
		طرف يمين	طرف يسار
١- الفرضية الصفرية H0 ٢- الفرضية البديلة H1	μ = μ0 μ0 ≠ μ	μ = μ0 μ > μ0	μ = μ0 μ < μ0
٣- مستوى الدلالة	α		
٤- منطقة الرفض	ا ت ا ≥ ت (df، α $\frac{1}{2}$) 	ت ≥ ت (df،α) 	ت ≤ ت (df،α) 
٥- المختبر الإحصائي	$t = \dfrac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\dfrac{S_1^2}{n_1} + \dfrac{S_2^2}{n_2} - 2r\left(\dfrac{S_1}{\sqrt{n_1}}\right)\left(\dfrac{S_2}{\sqrt{n_2}}\right)}}$ هذا المختبر الإحصائي يستخدم لتوضيح أهمية الفروق بين متوسطين للعينات المرتبطة		
٦- القرار	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [ت (df،α $\frac{1}{2}$)] الجدولية أي أن : ا ت ا ≥ ت (df،α $\frac{1}{2}$)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [ت (α ،df)] الجدولية أي أن: ت ≥ ت (df،α)	أرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة المختبر الإحصائي (ت) المحسوبة تساوي أو أكبر من قيمة [-ت (df،α)] الجدولية أي أن: ت ≤ - ت (df،α)

ولتوضيح ما ورد في الجدول السابق دعنا نتناول هذا المثال :

أراد باحث أن يعرف أثر برنامج التدريب الصيفي في الميدان على أداء الطلاب وتحصيلهم في كلية العلوم الإدارية ، ولغرض تحقيق ذلك قام الباحث باختبار الطلاب قبل وبعد البرنامج التدريبي ، ولكون نفس الطلاب أخذوا الاختبارين ، فإن الباحث يتوقع معامل ارتباط موجب بين تحصيل الطلبة في كلا القياسين ، ولغرض اختبار مدى دلالة الفروق بين الاختبار القبلي والاختبار البعدي ، لا بد على الباحث أن يتأكد من قيمة الارتباط بين الاختبارين والتي كانت $r = 0.46$ ، وقد كانت النتائج التي تم التوصل إليها كما يلي :

الاختبار القبلي	الاختبار البعدي
n_1 = 100	n_2 = 100
$\overline{X}_1$ = 54.28	$\overline{X}_2$ = 58.66
S_1^2 = 49	S_2^2 = 64

فهل تدل هذه البيانات على أن أداء الطلاب التحصيلي في الكلية بعد أخذ البرنامج التدريبي كان أفضل من أدائهم قبل أخذ البرنامج التدريبي عند مستوى α = 0.05 ؟

الحل :

سيتم اختبار الفرضيات التالية :

الفرضية الصفرية : لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط تحصيل الطلاب قبل وبعد البرنامج التدريبي ($\mu_1 = \mu_2$).

الفرضية البديلة : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط تحصيل الطلاب قبل وبعد البرنامج التدريبي ($\mu_2 \neq \mu_1$)

مستوى الدلالة : $\alpha = 0.05$

منطقة الرفض : قيمة مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ والاختبار بذيلين ، ودرجات الحرية = 100 – 1 = 99 ، بذلك تكون قيمة (ت) الجدولية = 1.980

المختبر الإحصائي :

$$t = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2} - 2r\left(\frac{S_1}{\sqrt{n_1}}\right)\left(\frac{S_2}{\sqrt{n_2}}\right)}}$$

إذا قيمة (ت) تساوي :

$$t = \frac{58.66 - 54.28}{\sqrt{\frac{64.0}{100} + \frac{49.0}{100} - 2(0.46)\left(\frac{8}{\sqrt{100}}\right)\left(\frac{7}{\sqrt{100}}\right)}} = 5.57$$

❖ **في هذه المعادلة ليس هناك مانع من الابتداء بـ X_1 أو X_2 في الترتيب ، لأن الإشارة ليس لها أي تأثير على النتيجة المتحصلة.**

القرار:

قيمة (ت) المحسوبة (5.57) أكبر من قيمة (ت) المجدولة (1.980) .عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$.

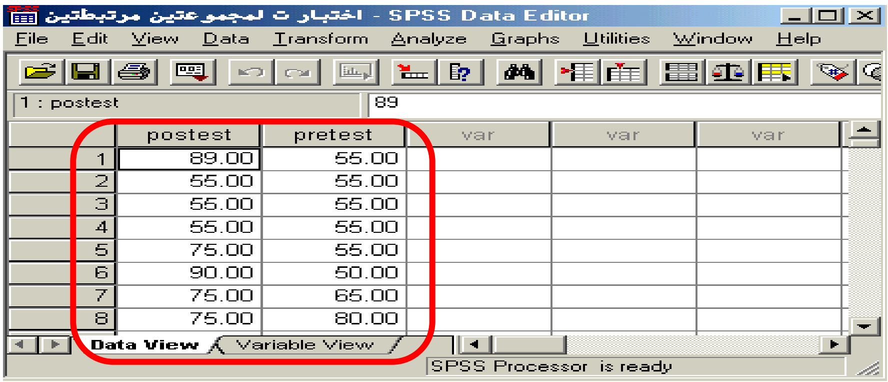
∴ نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة.

أي أن للبرنامج التدريبي تأثير إيجابي على تحصيل الطلاب وأدائهم في الكلية وذلك عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$

حساب اختبار(ت) لعينتين غير مستقلتين (العينات المرتبطة) Paired Samples T-Test من خلال الـ SPSS

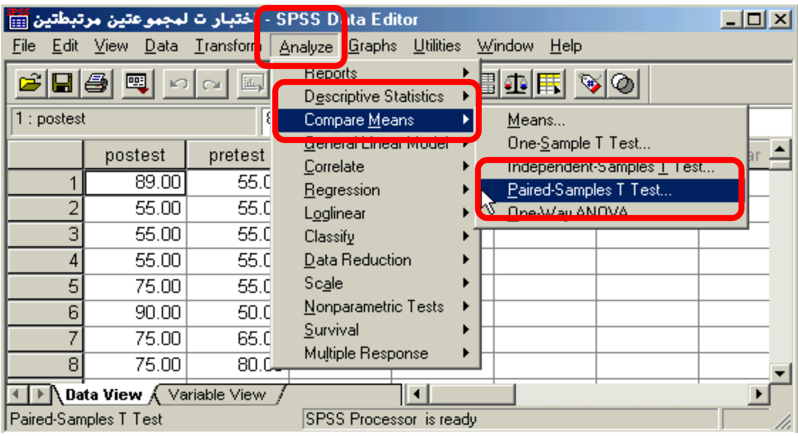
لغرض حساب قيمة (ت) لنفس المثال السابق من خلال استخدام برنامج الـ SPSS نتبع الخطوات التالية :

✓ **قم بإدخال البيانات المراد تحليلها من خلال شاشة تحرير البيانات Data Editor بالطريقة المناسبة كالتالي :**

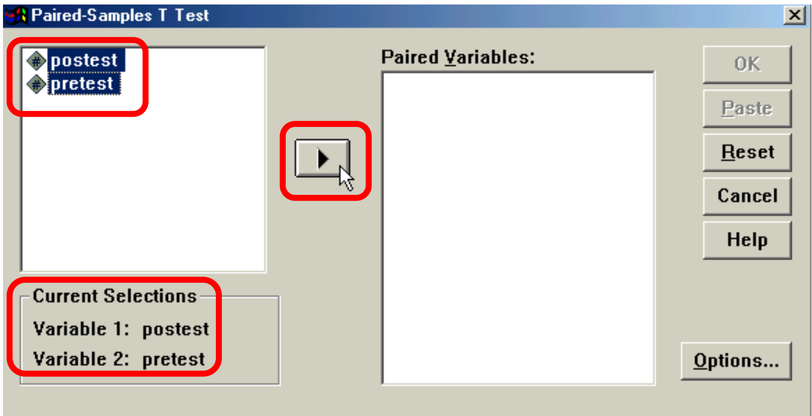


لاحظ أنه تم إدخال البيانات بطريقة مختلفة عن ما تم اتباعه في حالة العينتين المستقلتين ، هنا لابد من إدخال بيانات كل متغير في عمود منفصل عن الآخر ، وقد تم إعطاء كل متغير اسم مختلف عن الآخر posttest و pretest

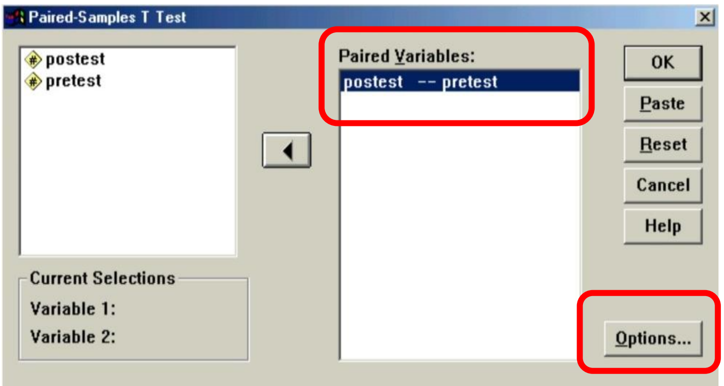
✓ من القائمة "تحليل" Analyze اختر الأمر "مقارنة المتوسطات" Compare Means فتظهر قائمة أوامر فرعية اختر منها "اختبار (ت) للعينات المرتبطة" Paired-Samples T-Test كالتالي :



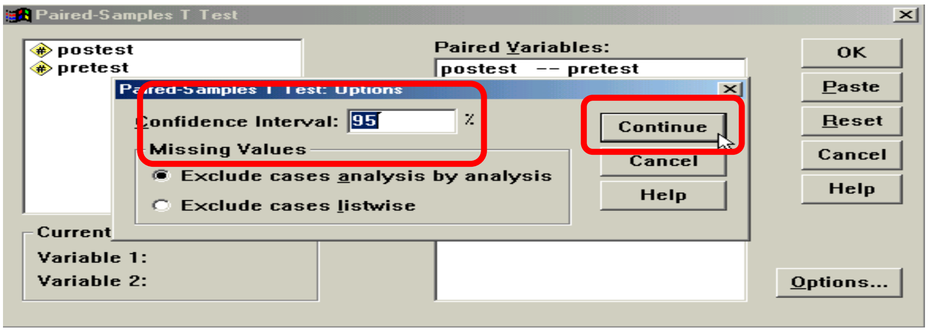
✓ بعد اختيار الأمر "اختبار (ت) للعينات المرتبطة " Paired-Samples T-Test سوف يظهر لك صندوق الحوار التالي :



✓ من قائمة المتغيرات في الجهة اليسرى من صندوق الحوار حدد المتغيرين المرتبطين مع بعضها لتحليلها كأزواج ، ونقلها إلى المستطيل الخاص بـ "المتغيرات الزوجية" Paired Variables (سوف تلاحظ أثناء التحديد ظهور اسم المتغير الأول واسم المتغير الثاني بعد كل عملية تحديد في المربع اسفل قائمة المتغيرات) ، ثم بعد ذلك أنقر على السهم الذي يظهر مقابل المستطيل الخاص بـ "متغيرات الاختبار" ، ستلاحظ انتقال المتغير مباشرة في المستطيل "المتغيرات الزوجية" Paired Variable(s) ، كرر نفس الإجراء مع المتغيرات الزوجية الأخرى والمراد تحليلها.



✓ أنقر على زر "خيارات" Options في الجهة السفلية اليمنى من صندوق الحوار السابق وذلك عند الرغبة في تغيير قيمة "فترة الثقة" Confidence Interval حيث يظهر لك صندوق الحوار التالي والذي يتيح إمكانية تغيير فترة الثقة المختبرة (بشكل تلقائي سوف تظهر القيمة 95%) ، وبعد الانتهاء من التعديل على هذا الصندوق الحواري أنقر على زر "استمرار" Continue .



✓ أنقر بعد ذلك على زر "موافق" OK سيؤدي ذلك إلى تنفيذ الاختبار ، وستلاحظ ظهور النتائج في شاشة المخرجات كالتالي :

T-Test

Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair 1	POSTEST	58.6600	100	8.0000	.8000
	PRETEST	54.2800	100	7.0000	.7001

Paired Samples Correlations

		N	Correlation	Sig.
Pair 1	POSTEST & PRETEST	100	.458	.000

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

Paired Samples Test

		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference Lower	Upper			
Pair 1	POSTEST - PRETEST	4.3800	7.8570	.7857	2.8210	5.9390	5.575	99	.000

نلاحظ أن برنامج الـ SPSS قام مباشرة بحساب الإحصاءات الأساسية للبيانات مثل المتوسط الحسابي للمتغير Posttest (58.6600) والانحراف المعياري لنفس المتغير (8.00) ، أما المتغير Pretest فقد كان المتوسط الحسابي (54.2800) والانحراف المعياري (7.00) ، بالإضافة إلى ذلك تم حساب معامل ارتباط بيرسون للمتغيرات موضع الدراسة Paired Sample Correlation وقد كانت قيمته (0.458) .

ثم بعد ذلك قام البرنامج بحساب قيمة (ت) للمتغيرات موضع الدراسة في الجدول المعنون بـ "اختبار العينات المرتبطة" Paired Sample Test ، ومن هذه النتائج نلاحظ أن قيمة (ت) المحسوبة t-test = 5.575 ، ودرجات الحرية df = 99 ، وقيمة Sig. (2-tailed) =0.000 ، وبما أن قيمة Sig. (2-tailed) في الجدول (0.000) أصغر من قيمة α = 0.05 فإننا بالتالي نرفض الفرضية الصفرية ، أي أن أداء الطلاب في الكلية بعد أخذ البرنامج التدريبي كان أفضل من أدائهم قبل أخذ البرنامج التدريبي عند مستوى α = 0.05 .

المحاضرة الثالثة عشر

اختبار الفروض الإحصائية المعلمية

الجزء الثاني

٣) الاختبارات الاحصائية لأكثر من عينتين مستقلتين

ناقشنا في المحاضرة السابقة طرق الاستدلال الإحصائي عن متوسط المجتمع والفرق بين متوسطين ، وسنناقش في هذه المحاضرة طرق الاستدلال الإحصائي للفرق بين ثلاث متوسطات أو أكثر وذلك من خلال توزيع *F*.

سمي توزيع *F* بهذا الاسم تخليدا للعالم رونالد فيشر R.A. Fisher الذي يعتبر أول من اشتق هذا التوزيع ووصفه وذلك في العشرينات والثلاثينات من القرن العشرين لذلك تعرف أحيانا بتحليل فيشر للتباين.

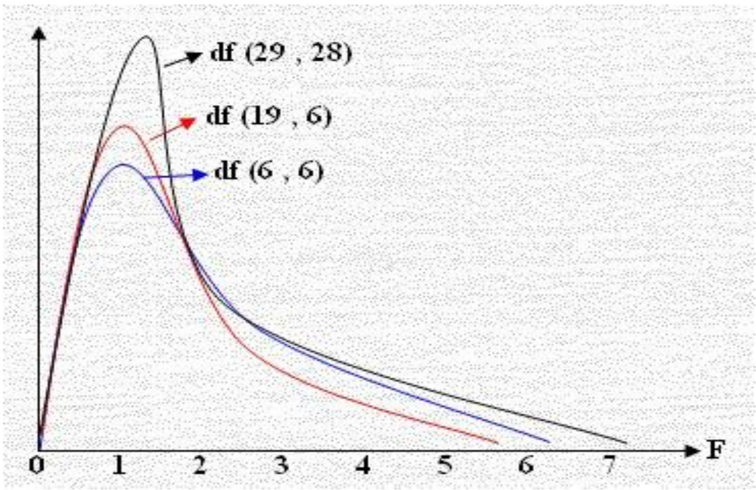
ويستخدم توزيع *F* أساسا لاختبار تساوي تبايني مجتمعين ، ومن المثير للانتباه ملاحظة أن اختبار تساوي التباينين يستخدم لاختبار تساوي ثلاث متوسطات أو أكثر.

وتسمى طريقة الاستدلال الاحصائي عن تساوي ثلاث متوسطات أو أكثر بتحليل التباين Analysis of Variance .

وتوزيع *F* عبارة عن مجموعة من المنحنيات التكرارية يتميز كل منها عن الآخر برقمين لدرجات الحرية أحدهما يمثل درجة حرية للبسط والآخر درجة حرية للمقام.

وقيمة *F* هي قيمة توضح نسبة التباين Variance ratio لعينتين والرمز *F* إشارة إلي العالم Fisher الذي قام بعمل هذا الاختبار والمعروف باختبار *F* وقد قام العالم Snedecor بحساب جداول خاصة لتوزيع F وفيها درجات الحرية التي في أعلى الجدول تخص البسط أما درجات الحرية على العمود الجانبي فتخص المقام.

وتوزيع *F* هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) وهما k – 1 للبسط ، n – k للمقام حيث *n* مجموع أحجام العينات و k هي عدد المجموعات موضع الدراسة.



أهم استخدامات توزيع F (ف) هي :

- تقدير فترة الثقة لـ σ_1^2/σ_2^2
- اختبار فرضيات حول تساوي تباينين أي : $H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2$
- اختبار فرضيات حول تساوي أكثر من متوسطين أي : $H_0:\mu_1=\mu_2=\mu_3=....$

تحليل التباين الأحادي One Way ANOVA

تحليل التباين هو عملية يقصد بها تقسيم مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط الحسابي إلي مكوناته إرجاع كل من هذه المكونات إلي مسبباتها ، وطريقة تحليل التباين تفيد في مقارنة عدد من المعاملات يزيد عن أثنين كما تمتاز طريقة تحليل التباين بأنه يمكن فيها استعمال كل البيانات المأخوذة من التجربة في حساب قيمة واحدة للانحراف القياسي يمكن بها مقارنة المجموعات أو المعاملات التجريبية.

فهي مجموعة من النماذج الإحصائية (statistical model) مع إجراءات مرافقة لهذه النماذج تمكن من مقارنة المتوسطات لمجتمعات إحصائية مختلفة عن طريق تقسيم التباين variance الكلي الملاحظ بينهم إلى أجزاء مختلفة.

تتلخص طريقة تحليل التباين في:

1- حساب المجموع الكلي لمربعات انحرافات كل المفردات في التجربة عن المتوسط العام.
2- تقسيم هذا المجموع الكلي لمربعات الانحرافات Total Sum Squares إلي مكوناته طبقا للمصادر المسببة لها والذي يختلف عددها طبقا للتصميم المستعمل في التجربة.
3- تقسم درجات الحرية الكلية طبقا للمصادر السابقة أيضا.
4- تدون النتائج في جدول يسمي جدول تحليل التباين ANOVA ترتب فيه مصادر الاختلافات حسب التصميم الإحصائي المستعمل ويسهل هذا الجدول عمل اختبار معنوية المعاملات.

تحليل التباين الأحادي (مستوى واحد):

هو طريقة لاختبار معنوية الفرق بين المتوسطات لعدة عينات بمقارنة واحدة ، ويعرف أيضاً بطريقة تؤدي لتقسيم الاختلافات الكلية لمجموعة من المشاهدات التجريبية لعدة أجزاء للتعرف على مصدر الاختلاف بينها ولذا فالهدف هنا فحص تباين المجتمع لمعرفة مدى تساوى متوسطات المجتمع ولكن لا بد من تحقيق ثلاثة أمور قبل استخدامه وهي:

1) العينات عشوائية ومستقلة.
2) مجتمعات هذه العينات كلاً لها توزيع طبيعي.
3) تساوي تباين المجتمعات التي أخذت منها العينات العشوائية المستقلة.

الافتراضات الاساسية لاختبار تحليل التباين:

يستند اختبار تحليل التباين إلى توفر عدد من الافتراضات ، ومن هذه الافتراضات ما يلي :

1- **مستوى القياس :**

يشترط لاستخدام هذا الاختبار أن تكون البيانات فترية (فئوية) أو نسبية.

2- **حجم العينة :**

يقتضي هذا الافتراض أن يكون حجم العينة كبيراً .

3- **التوزيع الطبيعي للمجتمع الإحصائي :**

يقتضي هذا الافتراض أن تكون المشاهدات في كل مجتمع من المجتمعات موزعة بشكل طبيعي ، ولكن يرى الإحصائيون أن اختبار (F) لا يتأثر كثيراً بعدم توفر هذا الشرط وذلك عندما يكون حجم الخلية كبيراً والتوزيع ليس طبيعياً.

٤- تجانس التباين :

أي أن يكون للمجتمعات في مستويات المعالجة المختلفة نفس التباين (S^2) بالرغم من أن لها بالطبع أوساطاً مختلفة.

مثال :

إذا كان لدينا ثلاث منتجات لإحدى الشركات الصناعية ، وتم تقييمها من قبل مجموعة من المستهلكين وحصلنا على النتائج التالية :

المنتج (1) X_1	المنتج (2) X_2	المنتج (3) X_3
7	4	2
10	6	2
10	7	3
11	9	7
12	9	6
50	35	20

المطلوب: هل هناك فروق ذات دلالة بين المنتجات الثلاثة ؟

الحل :

لكون لدينا ثلاث متغيرات فترية ، ولرغبة الشركة معرفة الفروق بين هذه المتغيرات موضع الدراسة ، فإن أنسب أسلوب إحصائي هنا هو تحليل التباين الأحادي One Way ANOVA ، ولغرض حساب تحليل التباين الأحادي، علينا اتباع الخطوات التالية:

- نجمع قيم كل متغير للحصول على $\sum X$ لكل متغير.
- نربع كل درجة في كل متغير للحصول على X^2 لكل متغير.
- نجمع قيم مربع كل درجة للحصول على $\sum X^2$ لكل متغير.
- نربع مجموع كل متغير للحصول على $\left(\sum X\right)^2$ لكل متغير.
- نحسب متوسط كل متغير من خلال العلاقة : $\overline{X} = \dfrac{\sum x}{n}$
- نحسب مجموع المربعات الكلي Total Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية :

$$Total..SS = \sum X^2 - \frac{\left(\sum X\right)^2}{n}$$

حيث أن :

n	تعني مجموع أعداد الأفراد في جميع المجموعات.

أو يمكن حساب مجموع المربعات الكلي من خلال العلاقة التالية :

Total SS = Between SS + Within SS

- نحسب مجموع المربعات بين المجموعات Between Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية :

$$Between..SS = \sum \frac{\left(\sum X_g\right)^2}{n_g} - \frac{\left(\sum X\right)^2}{n}$$

حيث أن :

n_g	تعني عدد الأفراد في كل مجموعة.
n	تعني مجموع أعداد الأفراد في جميع المجموعات.
$\sum \dfrac{\left(\sum X_g\right)^2}{n_g}$	تعني مربع مجموع قيم كل مجموعة مقسوما على عدد أفراد تلك المجموعة.
$\dfrac{\left(\sum X\right)^2}{n}$	تعني مربع مجموع قيم كل المجموعات مقسوما على مجموع أعداد الأفراد في جميع المجموعات.

- نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات Within Sum of Squares وذلك من خلال العلاقة التالية :

$$Within..SS = \sum\left[\sum X_g^2 - \frac{\left(\sum X_g\right)^2}{n_g}\right]$$

أو يمكن حساب مجموع المربعات داخل المجموعات من خلال العلاقة التالية :

Within SS = Total SS - Between SS

- نحسب درجات الحرية بين المجموعات Between groups degrees of freedom من خلال العلاقة التالية :

$K-1$ حيث K تعني عدد المجموعات .

ودرجات الحرية داخل المجموعات Within groups degrees of freedom من خلال العلاقة التالية :

$n-K$ حيث n تعني عدد الأفراد أو الاستجابات في المجموعات موضع الدراسة ، و K تعني عدد المجموعات .

ودرجات الحرية الكلية Total degrees of freedom من خلال العلاقة التالية :

$n-1$ حيث n تعني عدد الأفراد أو الاستجابات في المجموعات موضع الدراسة .

- نحسب التباين بين المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات بين المجموعات Between mean square وذلك من خلال العلاقة التالية:

$$Beween..groups..mean..square = \frac{Between..SS}{K-1}$$

- نحسب التباين داخل المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات داخل المجموعات Within mean square وذلك من خلال العلاقة التالية :

$$Within..groups..mean..square = \frac{Within..SS}{(n-K)}$$

- نحسب قيمة F من خلال العلاقة التالية :

$$F = \frac{Between..groups..mean..square}{Within..groups..mean..square}$$

- نقارن بعد ذلك قيمة F المحسوبة بقيمة F المجدولة لاتخاذ القرار المناسب اتجاه الفرضية موضع الدراسة.

❖ نقوم الآن بتطبيق جميع الخطوات السابقة لحساب تحليل التباين الأحادي على بيانات المثال السابق وذلك حتى يسهل علينا استخلاص بعض القيم المطلوبة لحساب هذا النوع من الاختبارات الإحصائية وتطبيق المعادلات السابقة .

المنتج (1) X_1		المنتج (2) X_2		المنتج (3) X_3	
X_1	X_1^2	X_2	X_2^2	X_3	X_3^2
7	49	4	16	2	4
10	100	6	36	2	4
10	100	7	49	3	9
11	121	9	81	7	49
12	144	9	81	6	36
50	514	35	263	20	102

- ❑ وضع فرض العدم والفرض البديل.

صياغة الفرضية الصفرية كالتالي:

H0: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$

في حين تفترض الفرضية البديلة التالي:

HA: متوسطان على الأقل غير متساويين

- ❑ تحديد مستوى الدلالة (α): وتحدد مستويات المعنوية سلفاً وهي عادة 0.05 أو 0.01
- ❑ حساب إحصائية الاختبار (F) وذلك من خلال اتباع الخطوات التالية:

✓ المتوسط الحسابي لـ X_1 = $\overline{X} = \frac{50}{5} = 10$

✓ المتوسط الحسابي لـ X_2 = $\overline{X} = \frac{35}{5} = 7$

✓ المتوسط الحسابي لـ X_3 = $\overline{X} = \frac{20}{5} = 4$

✓ مجموع المربعات الكلي Total Sum of Squares =

$$Total..SS = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{(n_g)(k)} = 879 - \frac{(105)^2}{15} = 144$$

حيث أن :

n_g	تعني عدد أفراد المجموعة المحددة.
k	تعني عدد المجموعات موضع الدراسة.

✓ مجموع المربعات بين المجموعات Between Sum of Squares =

$$Between..SS = \sum \frac{(\sum X_g)^2}{n_g} - \frac{(\sum X)^2}{(n_g)(k)} = \frac{(50)^2}{5} + \frac{(35)^2}{5} + \frac{(20)^2}{5} - \frac{(105)^2}{15} = 90$$

✓ مجموع المربعات داخل المجموعات Within Sum of Squares =

$$Within..SS = \sum \left[\sum X_g^2 - \frac{(\sum X_g)^2}{n_g} \right]$$

$$\sum x_1^2 = 514 - \frac{(50)^2}{5} = 14$$

$$\sum x_2^2 = 263 - \frac{(35)^2}{5} = 18$$

$$\sum x_3^2 = 102 - \frac{(20)^2}{5} = 22$$

نقوم بعد ذلك بجمع نواتج هذه المعادلات لنحصل على مجموع المربعات داخل المجموعات كالتالي :

***Within sum of squares* = 14 + 18 + 22 = 54**

✓ نحسب درجات الحرية:

درجات الحرية بين المجموعات Between groups degrees of freedom

$$(K-1)=3-1=2$$

درجات الحرية داخل المجموعات Within groups degrees of freedom

$$(n-K)=15-3=12$$

درجات الحرية الكلية Total degrees of freedom

$$(n-1)=15-1=14$$

✓ التباين بين المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات بين المجموعات Between mean square =

$$Beween..groups..mean..square=\frac{Between..SS}{K-1}=\frac{90}{2}=45$$

✓ التباين داخل المجموعات أو ما يسمى متوسط المربعات داخل المجموعات Within mean square =

$$Within..groups..mean..square=\frac{Within..SS}{(n-K)}=\frac{54}{12}=4.5$$

✓ قيمة F =

$$F=\frac{Between..groups..mean..square}{Within..groups..mean..square}=\frac{45}{4.5}=10$$

✓ نقوم بعد ذلك بتفريغ ما تم الحصول عليه من معلومات في جدول تحليل التباين كالتالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات SS	درجات الحرية df	متوسط المربعات Means	قيمة F
بين المجموعات Between groups	90	2	45	10
داخل المجموعات Within groups	54	12	4.5	
الكلي (المجموع) Total	144	14		

وبالرجوع إلى جدول توزيع F نجد أن القيمة الحرجة لـ F بدرجات حرية للبسط تساوي 2 ودرجات حرية للمقام تساوي 12 وباستخدام مستوى= 0.05 نجد أن القيمة الحرجة تساوي 3.89 .

وحيث أن القيمة المحسوبة لـ F = 10 وهي بالتالي أكبر من القيمة الحرجة المجدولة ، نستنتج أن الفرضية الصفرية تكون مرفوضة ، أي يوجد اختلاف بين متوسطي مجتمعين على الأقل من المجتمعات التي قيّمة من المستهلكين ولمعرفة بين أي من المنتجات تكون الفروق ينبغي علينا اللجوء إلى أسلوب المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

Table of F-statistics P=0.05

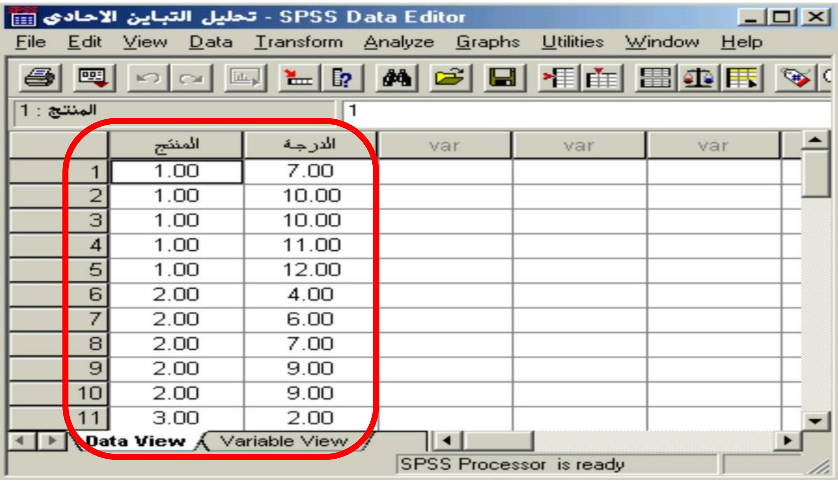
df2 \df1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	22
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.76	8.74	8.73	8.71	8.70	8.69	8.68	8.67	8.67	8.66	8.65
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.94	5.91	5.89	5.87	5.86	5.84	5.83	5.82	5.81	5.80	5.79
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.70	4.68	4.66	4.64	4.62	4.60	4.59	4.58	4.57	4.56	4.54
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.98	3.96	3.94	3.92	3.91	3.90	3.88	3.87	3.86
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.60	3.57	3.55	3.53	3.51	3.49	3.48	3.47	3.46	3.44	3.43
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.31	3.28	3.26	3.24	3.22	3.20	3.19	3.17	3.16	3.15	3.13
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.10	3.07	3.05	3.03	3.01	2.99	2.97	2.96	2.95	2.94	2.92
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.94	2.91	2.89	2.86	2.85	2.83	2.81	2.80	2.79	2.77	2.75
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.82	2.79	2.76	2.74	2.72	2.70	2.69	2.67	2.66	2.65	2.63
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.72	2.69	2.66	2.64	2.62	2.60	2.58	2.57	2.56	2.54	2.52
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.63	2.60	2.58	2.55	2.53	2.51	2.50	2.48	2.47	2.46	2.44

حساب تحليل التباين الأحادي من خلال برنامج الـ SPSS

One Way Analysis of Variance

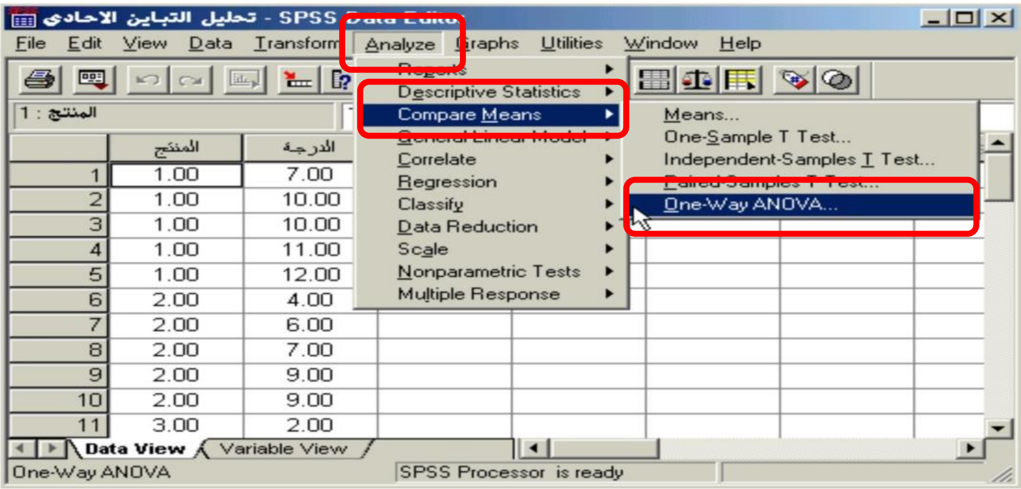
لغرض حساب قيمة تحليل التباين الأحادي One Way Analysis of Variance لنفس المثال السابق من خلال استخدام برنامج الـ SPSS نتبع الخطوات التالية :

✓ قم بإدخال البيانات المراد تحليلها من خلال شاشة تحرير البيانات Data Editor بالطريقة المناسبة كالتالي :

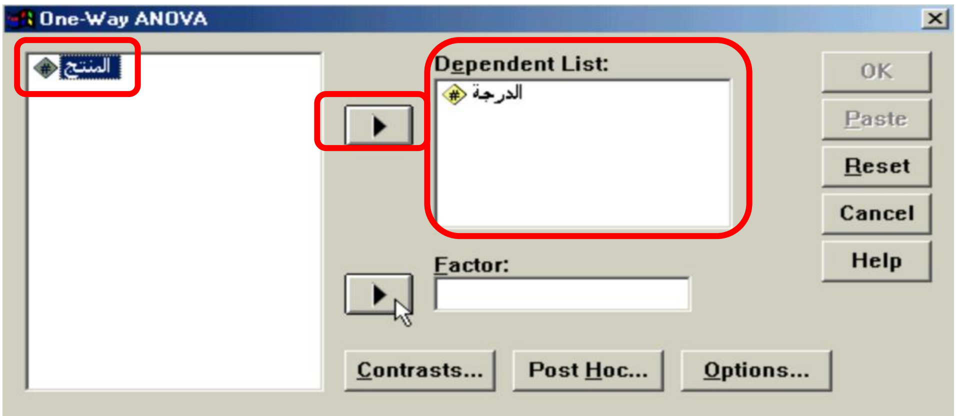


لاحظ أنه تم إدخال البيانات بطريقة مناسبة للتحليل الذي تم اختياره ، حيث أدخلت مستويات المتغير المستقل في عمود وأطلق عليه اسم "المنتج"، وأدخلت درجات التقييم للمنتج تحت عمود آخر أطلق عليه اسم "الدرجة" .

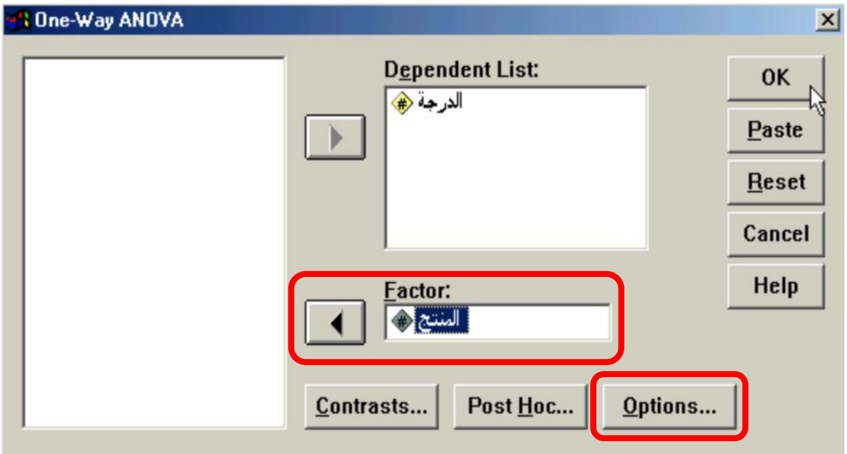
✓ من القائمة "تحليل" Analyze اختر الأمر "مقارنة المتوسطات" Compare Means فتظهر قائمة أوامر فرعية اختر منها "تحليل التباين الأحادي" One-Way ANOVA كالتالي :



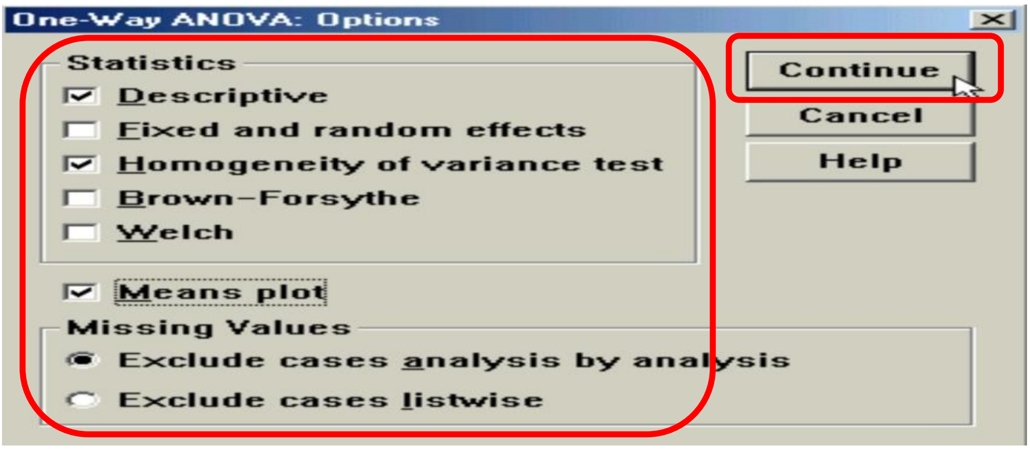
✓ بعد اختيار الأمر "تحليل التباين الأحادي" One-Way ANOVA سوف يظهر لك صندوق الحوار التالي :



✓ من قائمة المتغيرات في الجهة اليسرى من صندوق الحوار حدد المتغير المستقل والمتغير التابع المراد إجراء تحليل التباين الأحادي لها ، ونقلها إلى المستطيل الخاص بـ "المتغيرات التابعة" Dependent List من خلال النقر على السهم الذي يظهر مقابل المستطيل الخاص بـ "متغيرات الاختبار" ، ستلاحظ انتقال المتغير مباشرة في المستطيل "المتغيرات التابعة" Dependent List (في هذا المثال المتغير التابع هو "الدرجة") ، كرر نفس الإجراء مع المتغير المستقل Independent Variable وقم بنقله إلى المستطيل الخاص بـ "العامل" Factor (في هذا المثال المتغير المستقل هو "المنتج") كما يبدو ذلك في الشكل التالي :



✓ أنقر على زر "خيارات" Options في الجهة السفلية اليمنى من صندوق الحوار السابق وذلك عند الرغبة في حساب الخصائص الأساسية للمتغيرات موضع الدراسة Statistics ، وعند الرغبة في عرض المتوسطات من خلال رسم بياني Means Plot ، وكذلك كيفية التعامل مع القيم المفقودة Missing Values ، وبعد الانتهاء من التعديل على هذا الصندوق الحواري أنقر على زر "استمرار" Continue .



✓ أنقر على زر "المقارنات البعدية المتعددة" Post Hoc في الجهة السفلية من صندوق الحوار السابق وذلك عند الرغبة في حساب المقارنات البعدية بين متوسطات المتغيرات موضع الدراسة والكشف عن مواقع الفروق وذلك في حالة كون قيمة *F* ذات دلالة إحصائية ، وهناك العديد من الأساليب الإحصائية المعدة لهذا الغرض اشهرها:

١) طريقة شيفيه Scheffe :

وتستخدم هذه الطريقة في إجراء جميع المقارنات بين الأوساط وهي الطريقة المفضلة في حالة كون حجوم الخلايا غير متساوية أو عند الرغبة في إجراء مقارنات معقدة كأن نقارن ثلاث مجتمعات بمجتمع واحد ، أو مجتمعين مقابل مجتمعين أو غيرها من مثل هذه المقارنات .

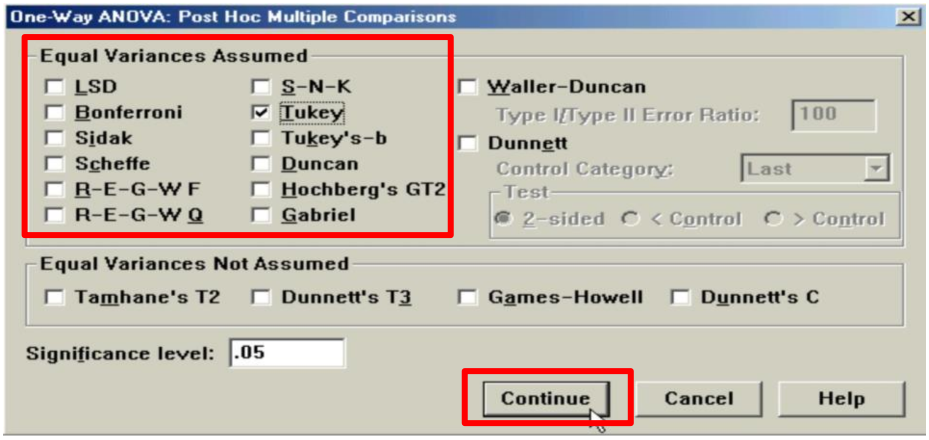
٢) طريقة توكي Tukey :

وتستخدم هذه الطريقة لمقارنة جميع الأزواج الممكنة للأوساط موضع الدراسة سواء كانت حجوم الخلايا متساوية أو غير متساوية (في حالة عدم تساوي حجوم الخلايا يستخدم الوسط التوافقي لحجم الخلية) ، ويعتبر هذا الاختبار أدق من اختبار شيفيه Scheffe لمقارنة أزواج الأوساط.

٣) طريقة نيومن-كولز Newman-Keuls (S-N-K) :

وتفيد هذه الطريقة في المقارنة بين أزواج الأوساط فقط، وهي تستند كما هي الحال في طريقة توكي على توزيع مدى ستيودنتايز Studentize range ، وهي طريقة جيدة وقوية للكشف عن الفروق بين الأوساط في حالة تساوي حجوم الخلايا أو عدم تساويها (في حالة عدم تساوي حجوم الخلايا يستخدم الوسط التوافقي لحجم الخلية كما هو الحال في اختبار توكي) ، ويعتبر هذا الاختبار (نيومن-كولز) أدق الاختبارات البعدية للكشف عن الفروق بين أزواج الأوساط ، يليه اختبار توكي ثم بعد ذلك اختبار شفيه .

وفي المثال الحالي تم اختيار طريقة توكي Tukey للمقارنة البعدية بين أزواج الأوساط (ويمكن اختيار أكثر من طريقة في وقت واحد) كما يبدوا ذلك في الشكل التالي:



وبعد الانتهاء من التعديل على هذا الصندوق الحواري أنقر على زر "استمرار" Continue ، وستنتقل إلى صندوق الحوار الرئيسي، ثم أنقر بعد ذلك على زر "موافق" OK في صندوق الحوار الرئيسي سيؤدي ذلك إلى تنفيذ الاختبار ، وستلاحظ ظهور النتائج في شاشة المخرجات كالتالي:

Oneway

Descriptives

VAR00001

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean Lower Bound	95% Confidence Interval for Mean Upper Bound	Minimum	Maximum
1.00	5	10.0000	1.87083	.83666	7.6771	12.3229	7.00	12.00
2.00	5	7.0000	2.12132	.94868	4.3660	9.6340	4.00	9.00
3.00	5	4.0000	2.34521	1.04881	1.0880	6.9120	2.00	7.00
Total	15	7.0000	3.20713	.82808	5.2239	8.7761	2.00	12.00

Test of Homogeneity of Variances

VAR00001

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.686	2	12	.522

ANOVA

VAR00001

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	90.000	2	45.000	10.000	.003
Within Groups	54.000	12	4.500		
Total	144.000	14			

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: VAR00001
Tukey HSD

(I) VAR00002	(J) VAR00002	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval Lower Bound	95% Confidence Interval Upper Bound
1.00	2.00	3.00000	1.34164	.105	-.5793	6.5793
	3.00	6.00000*	1.34164	.002	2.4207	9.5793
2.00	1.00	-3.00000	1.34164	.105	-6.5793	.5793
	3.00	3.00000	1.34164	.105	-.5793	6.5793
3.00	1.00	-6.00000*	1.34164	.002	-9.5793	-2.4207
	2.00	-3.00000	1.34164	.105	-6.5793	.5793

*. The mean difference is significant at the 0.05 level.

نلاحظ أن برنامج الـ SPSS قام مباشرة بحساب الإحصاءات الأساسية للبيانات مثل المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وغيرها من الإحصاءات ذات العلاقة.

ثم بعد ذلك قام البرنامج بحساب قيمة (*F*) للمتغيرات موضع الدراسة في الجدول المعنون بـ ANOVA ، ومن هذه النتائج نلاحظ أن قيمة (*F*) المحسوبة = 10 ، ودرجات الحرية df (2 ، 12) ، والقيمة الحرجة 0.003=Sig. ، وبما أن القيمة الحرجة لـ *F* Sig. في الجدول (0.003) أصغر من قيمة α = 0.05

فإننا نستنتج أن الفرضية الصفرية تكون مرفوضة ، أي يوجد اختلاف بين متوسطي مجتمعين على الأقل من المجتمعات التي قيّمة من المستهلكين ، ولمعرفة بين أي من المنتجات تكون الفروق قمنا بحساب اختبار المقارنات البعدية Post Hoc Comparisons لتحديد هذه الفروق ، وقد أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين منتج (1) والذي متوسطه 10 ومنتج (3) والذي متوسطه 4 وذلك لصالح منتج (1).

المحاضرة الرابعة عشر

اختبار الفروض الإحصائية اللامعلمية

الطرق الإحصائية اللامعلمية Nonparametric Methods

تتطلب معظم التحليلات تحديد بعض الافتراضات أو الشروط حول المجتمع أو المجتمعات التي اختيرت منها العينة أو العينات. ففي كثير من الحالات يتم افتراض أن المجتمعات موضع الدراسة تتصف بالتالي:

- افتراض أن المجتمعات موضع الدراسة تتبع توزيعاً طبيعياً.
- افتراض أن تباينات هذه المجتمعات معلومة.
- افتراض أن تباينات هذه المجتمعات غير معلومة ولكنها متساوية.
- افتراض أن العينات المختارة مستقلة.

وحيث أنه توجد مواقف أو حالات كثيرة يكون من الصعب التأكد من تحقق هذه الافتراضات ، أو يكون هناك شك في تحققها ، وحيث أننا نواجه في كثير من الأحيان بيانات واقعية يصعب فيها التعرف على صيغة التوزيع الاحتمالي الذي تتبعه ، لذلك فقد طور الإحصائيين أساليباً وطرقاً إحصائية بديلة وهذه الطرق تتصف بالتالي:

- لا تتطلب افتراضات كثيرة.
- لا تتطلب معرفة صيغة التوزيع الاحتمالي للمجتمعات التي تختار منها العينات.

ومن هنا نشأت الطرق اللامعلمية.

وهذه الطرق بالإضافة إلى أنه يمكن استخدامها تحت شروط وافتراضات عامة فإنها غالباً لا تحتاج إلى مجهود في العمليات الحسابية ، كما انه يمكن التعامل معها لمتغيرات منفصلة ومتغيرات متصلة على السواء ، ولهذه الأسباب أصبحت الطرق اللامعلمية مرغوبة بكثرة.

طالما أن الاختبارات اللابارامترية (اللامعلمية) تتطلب هذا العدد القليل من الافتراضات حول البيانات ، فلماذا لا نستخدمها في كل الحالات ؟

إن الميزة السيئة للاختبارات اللابارامترية هي أنها غير جيدة عادة لإيجاد الفروقات عندما يكون هناك فروقات في المجتمع ، وعندما تكون الافتراضات من أجل الاختبارات البارامترية محققة ، بمعنى آخر الاختبارات اللابارامترية غير قوية كاختبارات تفترض توزيعا طبيعيا ، الاختبارات البارامترية ، ذلك بسبب أن الاختبارات اللابارامترية تتجاهل بعض المعلومات المتوفرة ، فعلى سبيل المثال في اختبار ويلكوكسن نستبدل قيم البيانات برتبها.

بشكل عام: إذا كانت افتراضات اختبار بارامتري مقنعة فيجب أن نستخدم اختبارات بارامترية للتحليل لأنها أكثر قوة ، وقد رأينا أن العديد من هذه الاختبارات يمكن أن تقوم بانتهاك الافتراض إلى حد معقول ، أي أنها قوية robust ، الإجرائيات اللابارامترية أكثر نفعًا من أجل العينات الصغيرة ، عندما يكون هناك ابتعاد ملموس عن الافتراضات المطلوبة ، وهي أيضًا مفيدة عندما يكون هناك قيم حدودية ، حيث أن الحالات المتطرفة لن تؤثر على النتائج بقدر التأثير الناتج في حال استخدمنا اختبارات معتمدة على إحصائية بسيطة كالمتوسط مثلا.

بعض الأمثلة للاختبارات الاحصائية اللامعلمية Some Examples of Nonparametric Methods

اختبار مان وتني Mann – Whitney U :

استخدامه:

يعتبر هذا الاختبار بديل لا معلمي للاختبار الخاص بالفرق بين متوسطي مجتمعين والمبني على أساس عينتين مستقلتين أي أن هذا الاختبار بديل لاختبار t لعينتين مستقلتين ، بل أنه أفضل منه خاصة إذا كانت العينتان مختارتين من مجتمعين لا يتبعان توزيعاً طبيعياً.

ويعد هذا الاختبار أكثر الاختبارات اللابارامترية استخداماً في البحوث عندما يكون المتغير التابع من المستوى الرتبى بدلاً من الدرجات الأصلية ، كما يمكن استخدام هذا الاختبار إذا كانت المتغيرات من المستوى الفترى أو النسبي ولكنها لا تفي بشروط اختبار النسبة التائية مثل عدم اعتدالية التوزيع أو اختلاف التباين بين المجموعتين اختلافاً كبيراً.

نفرض أن لدينا عينتين مستقلتين الأولى حجمها n_1 والثانية حجمها n_2 تم اختيارهما من مجتمعين متصلين ومتماثلين الأول متوسطه μ_1 والثاني متوسطه μ_2

والمطلوب:

اختبار الفروض التالية:

الفرض العدمي:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

في حالة تساوي متوسطي المجتمعين يكون شكل الفرضية البديلة:

الفرض البديل :

$$H_A : \mu_1 \neq \mu_2$$

في حالة عدم تساوي متوسطي المجتمعين (وجود اختلاف معنوي بين متوسطي المجتمعين) يكون شكل الفرضية البديلة:

الفرض البديل :

$$\text{Or } H_A : \mu_1 < \mu_2$$
$$\text{Or } H_A : \mu_1 > \mu_2$$

حساب اختبار مان وتني Mann – Whitney U من خلال برنامج SPSS

مثال:

فيما يلي بيان بدرجات مجموعة من الطلاب في مادة المحاسبة ، في كل من جامعة الملك فيصل وجامعة الدمام:

(١) درجات مادة المحاسبة بكلية إدارة الأعمال جامعة الملك فيصل:

10	14	7	8	16
3	7	15	14	7

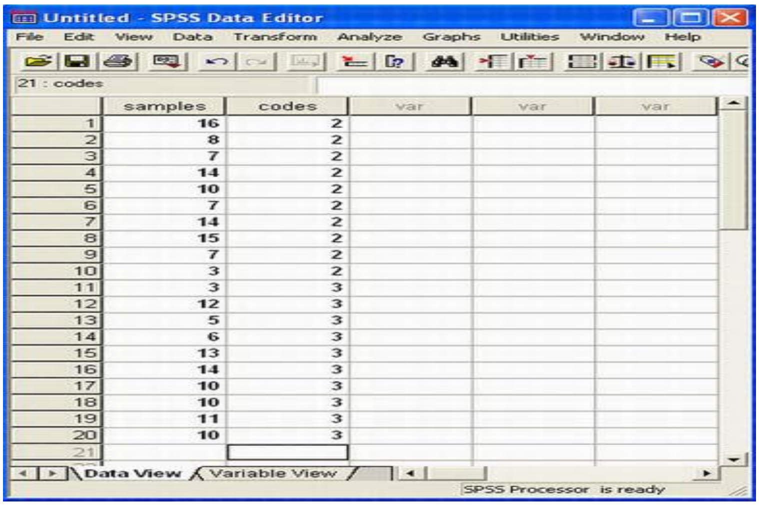
(٢) درجات مادة المحاسبة بكلية إدارة الأعمال جامعة الدمام:

13	6	5	12	3
10	11	10	10	14

المطلوب:

باستخدام اختبار مان – ويتني: اختبر هل هناك اختلاف في متوسط درجات مادة المحاسبة بين جامعة الملك فيصل وجامعة الدمام وذلك عند مستوى معنوية 5% .

أولا: ندخل البيانات كالتالي:

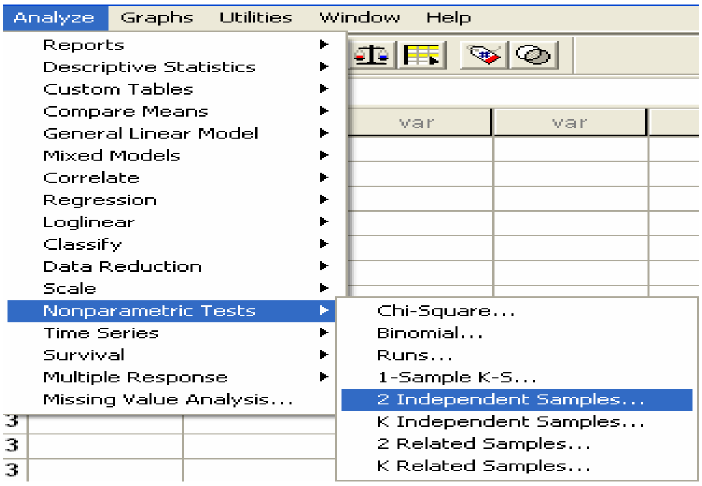


	samples	codes
1	16	2
2	8	2
3	7	2
4	14	2
5	10	2
6	7	2
7	14	2
8	15	2
9	7	2
10	3	2
11	3	3
12	12	3
13	5	3
14	6	3
15	13	3
16	14	3
17	10	3
18	10	3
19	11	3
20	10	3

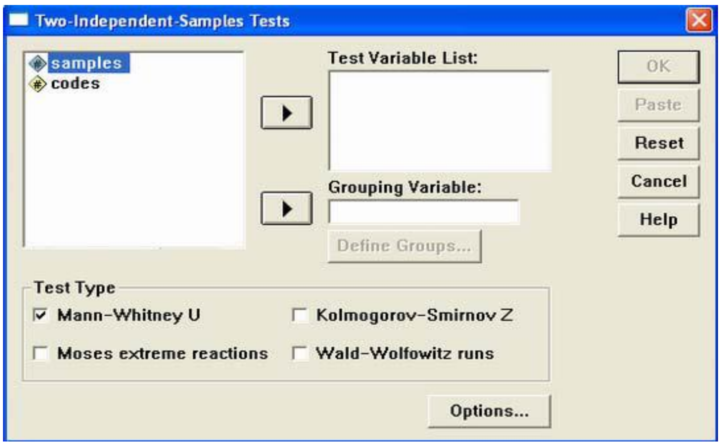
ملاحظة: في هذا التدريب نحن بصدد إدخال بيانات لعينات مستقلة ، لذا تم إدخال جميع المشاهدات في عمود ، والترميز الخاص بالعينات في عمود آخر وذلك من خلال إعطاء الرقم (2) لبيانات العينة الأولى و (3) لبيانات العينة الثانية.

ثانيا: خطوات تنفيذ الاختبار:

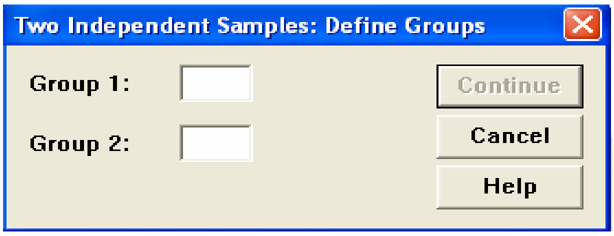
نضغط على قائمة Analyze ومن القائمة الفرعية لـ Nonparametric tests نختار 2 Independent Samples كما هو موضح بالشكل التالي:



سوف يظهر لنا المربع الحوارى التالي:



انقل المتغير Samples الى المربع الذى بعنوان Test Variable List ، ثم انقل متغير الترميز codes إلى المربع الذي بعنوان Grouping Variable ، ثم بعد ذلك اضغط على Define Groups سوف يظهر لنا مربع حوارى جديد كما يلى:



- في خانة [Group 1] اكتب الرمز الخاص بالعينة الاولى (2)، وفى خانة [Group 2] اكتب الرمز الخاص بالعينة الثانية (3).
- ثم اضغط Continue للعودة الى المربع الحوارى السابق.
- ثم اضغط Ok سوف تظهر لك نافذة المخرجات الخاصة بهذا الاختبار.

Ranks

	CODES	N	Mean Rank	Sum of Ranks
SAMPLES	2	10	11.10	111.00
	3	10	9.90	99.00
	Total	20		

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها مع الأخذ في الاعتبار أن الأرقام قد تتغير ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

Test Statistics[b]

	SAMPLES
Mann-Whitney U	44.000
Wilcoxon W	99.000
Z	-.457
Asymp. Sig. (2-tailed)	.648
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.684[a]

يلاحظ من نتائج هذا الاختبار: أن قيمة P.Value تساوى 0.648 وهي أكبر من مستوى المعنوية 5% وبالتالي فإننا نقبل الفرض العدمى بأن متوسط درجات مادة المحاسبة في كلية إدارة الأعمال جامعة الملك فيصل يساوى متوسط درجات مادة المحاسبة في جامعة الدمام ، أي أن الفروق بين الجامعتين غير معنوية.

اختبار ويلكوكسون Wilcoxon Test :

استخدامه:

ويسمى باختبار اشارات الرتب Sign –rank ، ويستخدم هذا الاختبار في تحديد ما إذا كان هناك اختلاف أو فروق بين عينتين مرتبطتين فيما يتعلق بمتغير تابع معين ، ويعد بديلاً لابارامترياً لاختبار T لعينتين مرتبطين ، وتشتمل العينتان على نفس المجموعة من الأفراد يجرى عليهم قياس قبلي Pre test ، وقياس بعدى Post test وفى مثل هذه الحالة يكون لكل فرد من أفراد العينة درجتان أحداهما تمثل درجته في الاختبار القبلي والثانية تمثل درجته في الاختبار البعدي ، ويستخدم مع البيانات العددية فقط دون الاسمية.

حتى نحسب اختبار ويلكوكسن يجب اولا أن نجد الفرق بين القيمتين من أجل كل زوج ومن ثم من أجل كافة الحالات التي يكون عندها الفرق غير معدوم ، نرتب الفروقات بشكل تصاعدي متجاهلين إشارة الفروقات ، ذلك يعني بأن نسند إلى الفرق الصغير في القيمة المطلقة الرتبة ١ ونسند إلى الفرق الصغير التالي الرتبة ٢ وهكذا ، أما في حالة الفروقات المتساوية (الحالات المتعادلة) نسند رتبة المتوسط إلى تلك الحالات.

نفرض أن لدينا عينتين مترابطتين (غير مستقلتين)

والمطلوب:

اختبار الفروض التالية:

الفرض العدمي:

$H_0 : \mu_1 = \mu_2$

في حالة تساوي متوسطي العينتين يكون شكل الفرضية البديلة:

الفرض البديل :

$H_1 : \mu_A \neq \mu_2$

في حالة عدم تساوي متوسطي العينتين (وجود اختلاف معنوي بين متوسطي العينتين) يكون شكل الفرضية البديلة:

الفرض البديل :

Or $H_A : \mu_1 < \mu_2$

Or $H_A : \mu_1 > \mu_2$

حساب اختبار ويلكوكسون Wilcoxon Test من خلال برنامج SPSS

مثال:

تأثير ممارسة الرياضة على إنقاص الوزن:

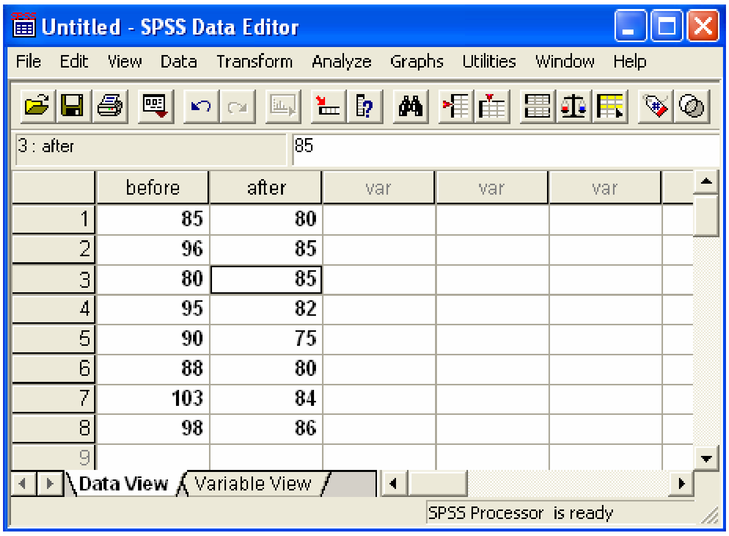
الوزن قبل ممارسة الرياضية	الوزن بعد ممارسة الرياضة
85	80
96	85
80	85
95	82
90	75
88	80
103	84
98	86

المطلوب:

اختبار هل هناك اختلاف معنوي في الوزن بسبب ممارسة الرياضة ، باستخدام اختبار ويلكوكسون Wilcoxon عند مستوى معنوية 5% .

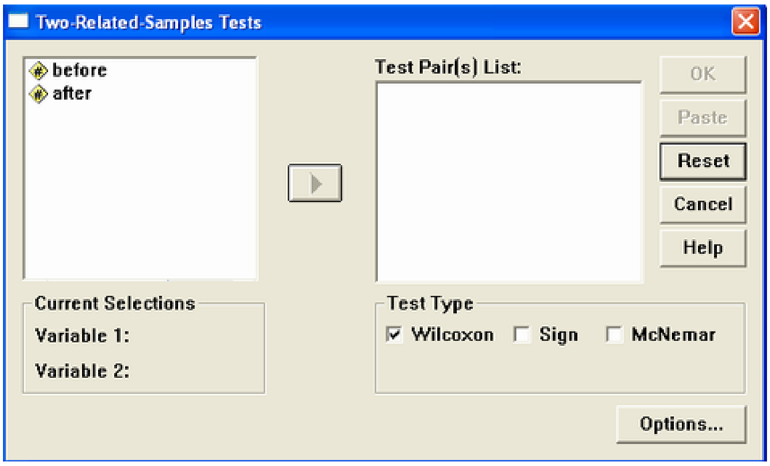
أولا: ندخل البيانات كالتالي:

حيث أننا بصدد عينات غير مستقلة ، فإنه سيتم إدخال بيانات كل عينة في عمود مستقل ، كما يلي:



ثانيا: خطوات تنفيذ الاختبار:

نضغط على **قائمة Analyze** ومن القائمة الفرعية لـ **Nonparametric tests** نختار **2 Related Samples** كما هو موضح بالشكل التالي:



اضغط بالماوس مرة واحدة على المتغير **before** ثم على المتغير **after** (لاحظ أنه قد تم تظليل المتغيرين معًا) ، ثم قم بنقل هذين المتغيرين الى المربع الذي بعنوان **Test Pair(s) List** وذلك من خلال الضغط على السهم الصغير الموجود بين المربعين.

لاحظ في نفس المربع الحواري الذى أمامك: أن الاختيار الافتراضي من جانب البرنامج هو اختبار ويلكوكسن ، وهو الاختبار الذى نريده لذا سنتركه كما هو ، اضغط **Ok** ستظهر لك نافذة المخرجات الخاصة بهذا الاختبار كالتالي:

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
AFTER - BEFORE	Negative Ranks	7[a]	4.93	34.50
	Positive Ranks	1[b]	1.50	1.50
	Ties	0[c]		
	Total	8		

Test Statistics[b]

	AFTER - BEFORE
Z	-2.313[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.021

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها مع الأخذ في الاعتبار أن الأرقام قد تتغير ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

قام البرنامج بحساب الفروق في الوزن على أساس التالي:

الفرق = الوزن بعد ممارسة الرياضة – الوزن قبل ممارسة الرياضة

ويلاحظ أيضا: أن متوسط الرتب السالبة (**4.93**) أكبر من متوسط الرتب الموجبة (**1.5**) ، وهذا معناه **أن متوسط الوزن قبل ممارسة الرياضة أكبر من متوسط الوزن بعد ممارسة الرياضة** (إذا في غاية الأهمية أن نعرف الترتيب الذى استخدمه البرنامج للعينتين).

ويلاحظ من نتائج هذا الاختبار أن قيمة P.Value تساوي **0.021** وهي أقل من مستوى المعنوية **5%** وبالتالي فإننا نقبل الفرض البديل بأن متوسط الوزن قبل ممارسة الرياضة يختلف معنويًا عن متوسط الوزن بعد ممارسة الرياضة.

اختبار كروسكال واليس Kruskal-Wallis Test :

استخدامه:

يعتبر هذا الاختبار بديلاً لامعلميا لاختبار تحليل التباين في اتجاه واحد ، وهو مبني على مجموع الرتب ويستعمل لاختبار الفروق بين ثلاث مجموعات أو أكثر في مثل الحالة الآتية :

نفرض أن لدينا k عينة عشوائية مستقلة الأولى حجمها n_1 والثانية حجمها n_2 وهكذا ، أي أن العينة الأخيرة حجمها n_k وأن هذه العينات تم اختيارها من مجتمعات متصلة عددها k ومتوسطاتها هي $\mu_1, \mu_2, ..., \mu_k$ على التوالي.

والمطلوب اختبار فرض العدم:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$$

أي جميع متوسطات المجتمعات متساوية

الفرض البديل:

ليست جميع متوسطات المجتمعات متساوية : H_1

حساب اختبار كروسكال واليس Kruskal-Wallis Test من خلال برنامج SPSS

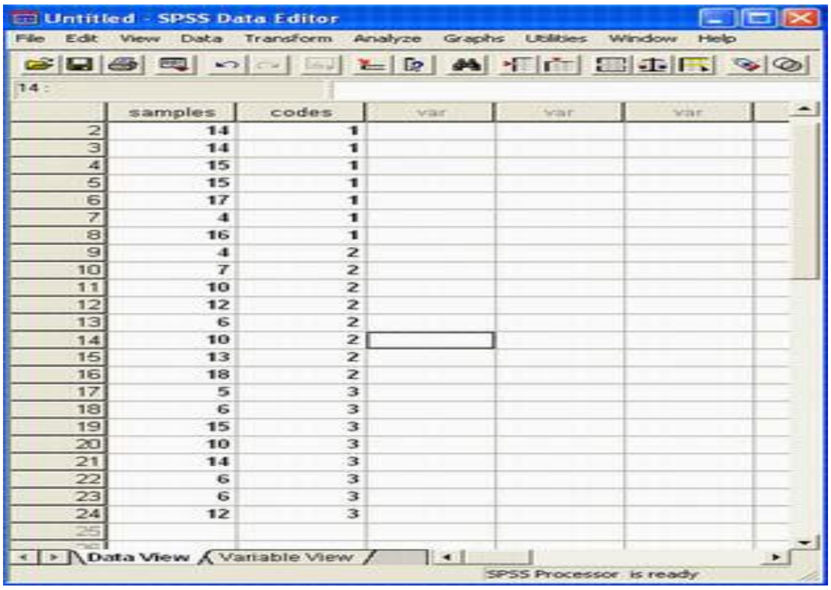
مثال: الجدول التالي يوضح درجات مجموعة من الطلاب في مادة الاقتصاد في ثلاث جامعات هي: جامعة الملك فيصل – جامعة الدمام – جامعة الملك سعود:

جامعة الملك فيصل	جامعة الدمام	جامعة الملك سعود
13	4	5
14	7	6
14	10	15
15	12	10
15	6	14
17	10	6
4	13	6
16	18	12

المطلوب: دراسة مدى وجود اختلاف بين مستوى الطلاب في الجامعات الثلاثة السابقة باستخدام اختبار كروسكال-واليس، وذلك عند مستوى معنوية 5%

أولا: ندخل البيانات كالتالي:

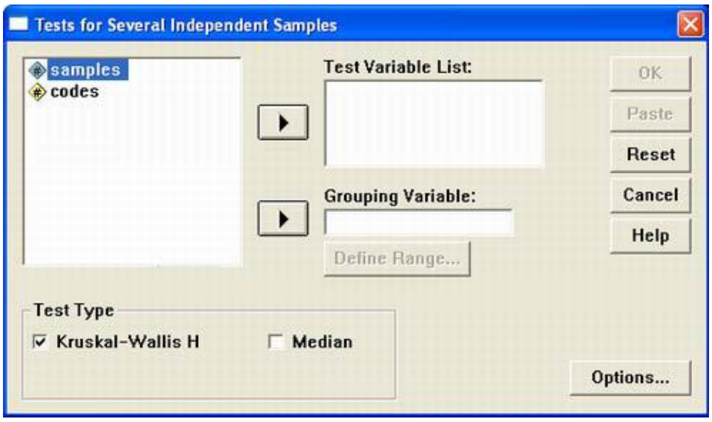
حيث أننا بصدد ثلاث عينات مستقلة ، لذا تم إدخال قيم المشاهدات في عمود ، والرموز الخاصة بالعينات في عمود اخر ، حيث تم إعطاء الرمز (1) لبيانات العينة الأولى ، والرمز (2) لبيانات العينة الثانية ، والرمز رقم (3) لبيانات العينة الثالثة كما يلي:



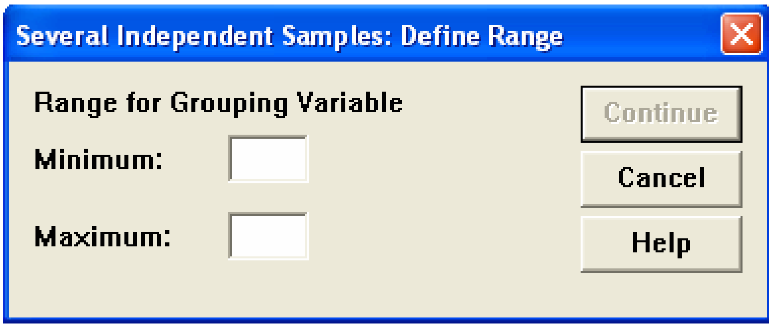
	samples	codes
2	14	1
3	14	1
4	15	1
5	15	1
6	17	1
7	4	1
8	16	1
9	4	2
10	7	2
11	10	2
12	12	2
13	6	2
14	10	2
15	13	2
16	18	2
17	5	3
18	6	3
19	15	3
20	10	3
21	14	3
22	6	3
23	6	3
24	12	3
25		

ثانيا: خطوات تنفيذ الاختبار:

نضغط على قائمة Analyze ومن القائمة الفرعية لـ Nonparametric tests نختار k independent Samples كما هو موضح بالشكل التالي:



- **انقل المتغير samples الى المربع الذى بعنوان Test Variable List ثم انقل متغير الاكواد codes الى المربع الصغير الذى بعنوان Grouping Variable (لاحظ أن الاختيار الافتراضي من جانب البرنامج هو اختبار كروسكال – والس).**
- **اضغط Define Groups سوف يظهر مربع حوارى جديد كما يلى:**



- **فى خانة Minimum اكتب أصغر الرمز (1) ، وفى خانة Maximum اكتب أكبر الرمز (3) ، ثم اضغط Continue للعودة الى المربع الحوارى السابق.**
- **ثم اضغط Ok سوف تظهر لك نافذة المخرجات الخاصة بهذا الاختبار كالتالي:**

Ranks

	CODES	N	Mean Rank
SAMPLES	1	8	16.88
	2	8	10.75
	3	8	9.88
	Total	24	

Test Statistics[a,b]

	SAMPLES
Chi-Square	4.706
df	2
Asymp. Sig.	$\boxed{.095}$

يلاحظ من نتائج هذا الاختبار أن قيمة P.Value تساوي 0.095 وهي أكبر من مستوى المعنوية 5% .
وبالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بأن متوسط درجات مادة الاقتصاد في كلية إدارة الأعمال في الجامعات الثلاثة متساوي ، أي أن الفروق بين الجامعات الثلاثة غير معنوية.

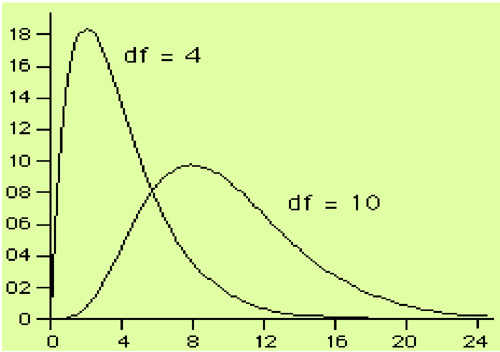
اختبارات الفروض باستخدام توزيع كاي تربيع (χ^2) Test Hypothesis Using Chi-Square Distribution

يعتبر توزيع كاي تربيع χ^2 من التوزيعات الاحتمالية الشائعة الاستخدام حيث توجد له تطبيقات عديدة بدرجة يمكن معها القول أنه يأتي في المرتبة الثانية بعد التوزيع المعتدل من حيث كثرة تطبيقاته.

توزيع كاي تربيع χ^2 :

يعتمد توزيع χ^2 مثل توزيع t اعتمادا كاملا على درجات الحرية ، وعلى الرغم من ذلك يوجد اختلاف رئيس بين التوزيعين حيث نجد أن توزيع t متماثل حول وسطه الحسابي (µ=0)، بينما يعتبر توزيع χ^2 توزيعا ملتويا جهة اليمين (التواء موجب) وخاصة عندما تكون درجات الحرية صغيرة ، وكلما زادت درجات الحرية كلما قل التواء التوزيع واقترب من التماثل.

شكل توزيع كاي تربيع χ^2 :



اختبار مربع كاي للاستقلالية (الإعتمادية) Testing of Independence

كاي تربيع للاستقلالية (Chi-Square test of independency) هو اختبار بسيط يقوم به الباحث لمعرفة ما إذا كان هناك علاقة بين شيئين أو متغيرينK يجرى هذا الاختبار عن طريقة مقارنة قيمة يحددها الباحث مسبقا تعرف بمستوى المعنوية (الفا) بالقيمة المسماة p-Value تحسب من البيانات المتوفرة ، حيث سيتضح عن طريق المقارنة بين القيمتين ما إذا كانت هنالك علاقة بين الاثنين أم لا.

فرضية العدم (Null hypothesis): لا توجد أي علاقة بين المتغيرين ويرمز لهذه الفرضية H_0 والذي يتم افتراض صحته عند القيام بالاختبار.

عند القيام بالاختبار لمتغيرين ، تكتب هذه الفرضية بهذه الطريقة: V_1 مستقل عن V_2 ، حيث V_1 و V_2 تمثل المتغيرين تحت الدراسة ، ويمكن كتابة فرض العدم الإحصائي بالشكل التالي:

H_0: V_1 is independent of V_2

الفرض البديل (Alternative hypothesis): توجد علاقة بين المتغيرين تحت الدراسة ويرمز لهذه الفرضية H_A وتكتب بالطريقة التالية: V_1 **غير مستقل أو يتبع لـ** V_2 ، حيث V_1 و V_2 المتغيرين تحت الدراسة ، ويمكن كتابة الفرض البديل بالشكل التالي:

$$H_A: V_1 \text{ is dependent on } V_2$$

حساب اختبار مربع كاي (كا٢) للاستقلالية Chi Squre- Test of Independence من خلال برنامج SPSS

مثال:

في دراسة للعلاقة بين التقدير الذي يحصل عليه الطالب في الجامعة وجنسه أخذت عينة من نتائج الطلاب الذكور و الاناث وكانت كما يلي:

أولا: الاناث:

راسب	راسب	راسب	راسب	جيد جدا	ممتاز	مقبول	ممتاز
جيد	جيد جدا	جيد جدا	جيد	مقبول	مقبول	مقبول	راسب
مقبول	راسب	مقبول	مقبول	مقبول	راسب	جيد جدا	جيد جدا
جيد	جيد	ممتاز	جيد جدا	ممتاز	جيد	جيد	جيد
					جيد جدا	ممتاز	جيد

ثانيا: الذكور:

راسب	جيد	جيد	جيد	راسب	جيد جدا	راسب	جيد جدا
جيد جدا	جيد	راسب	راسب	راسب	راسب	راسب	مقبول
مقبول	ممتاز	ممتاز	راسب	راسب	مقبول	مقبول	ممتاز
ممتاز	جيد	جيد	مقبول	راسب	راسب	جيد	جيد
			جيد جدا	ممتاز	جيد	جيد جدا	ممتاز

والمطلوب:

هل توجد علاقة بين تقدير الطالب وجنسه عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ ؟

الحل:

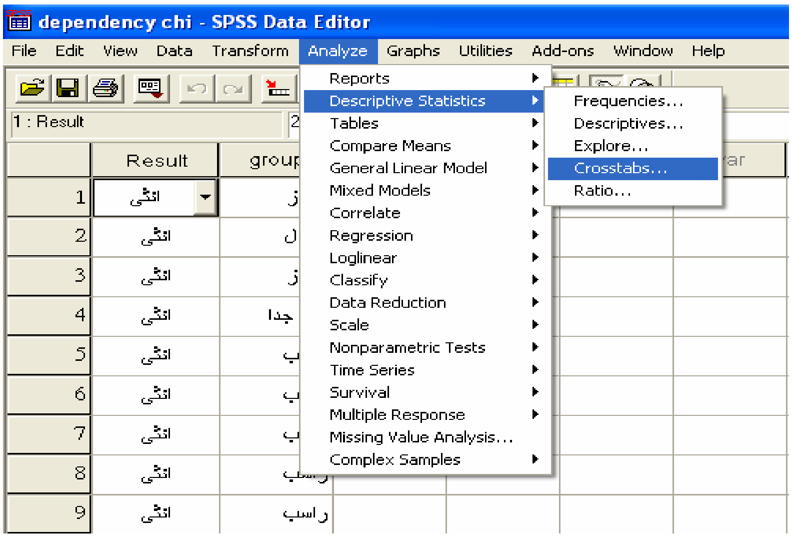
الفرضية الصفرية: تقدير الطالب لا يعتمد على جنسه (متغير الجنس والتقدير مستقلان).

الفرضية البديلة: تقدير الطالب يعتمد على جنسه (توجد علاقة بين جنس الطالب وتقديره).

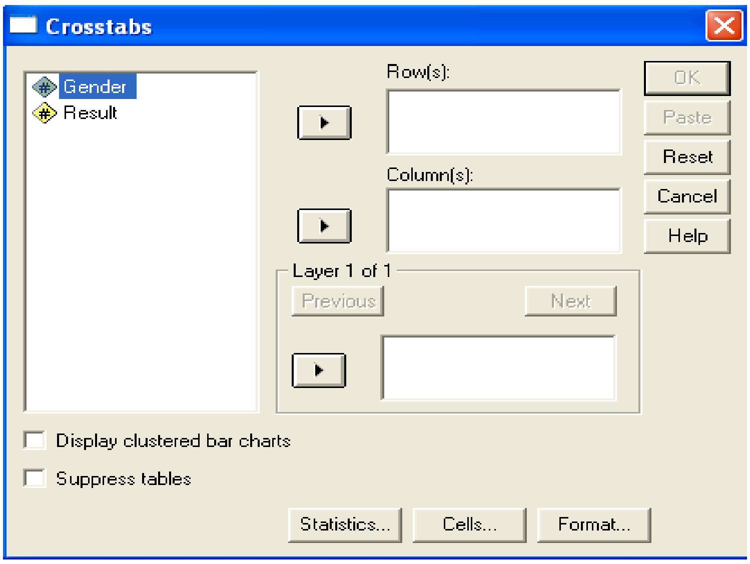
ثم نقوم بتعريف متغيرين نوعيين هما (*Result*) و (*Gender*) في شاشة تعريف المتغيرات بحيث يكون كود متغير (*Result*) هو (0 = راسب ، 1=مقبول، 2=جيد، 3= جيد جداً، 4=ممتاز) وكود المتغير (*Gender*) هو (1=ذكر، 2=انثى)

ندخل البيانات كما في الشكل التالي:

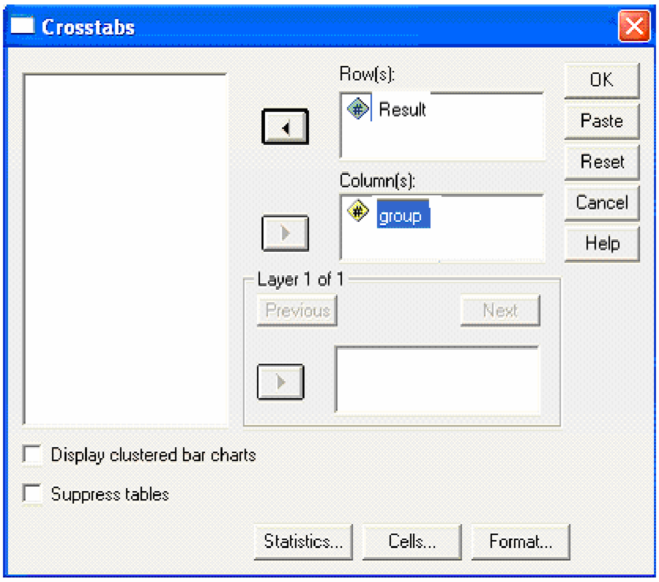
من قائمة التحليل **Analyze** نختار القائمة الفرعية للإحصاءات الوصفية **Descriptive Statistics** ومن ثم نختار الأمر **Cross tabs** كما في الشكل التالي:



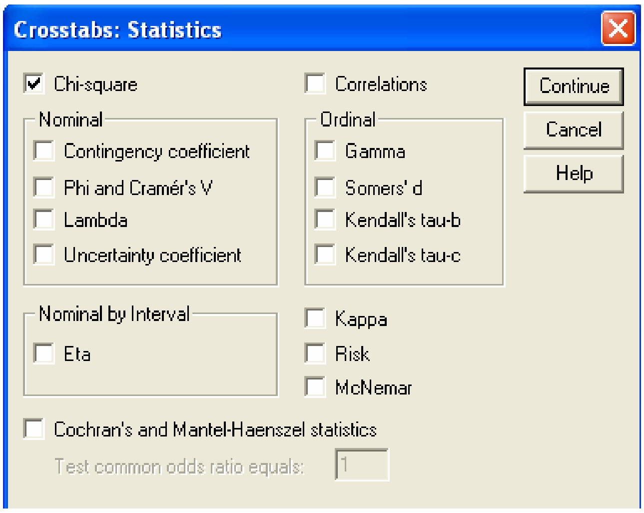
يظهر المربع الحواري التالي:



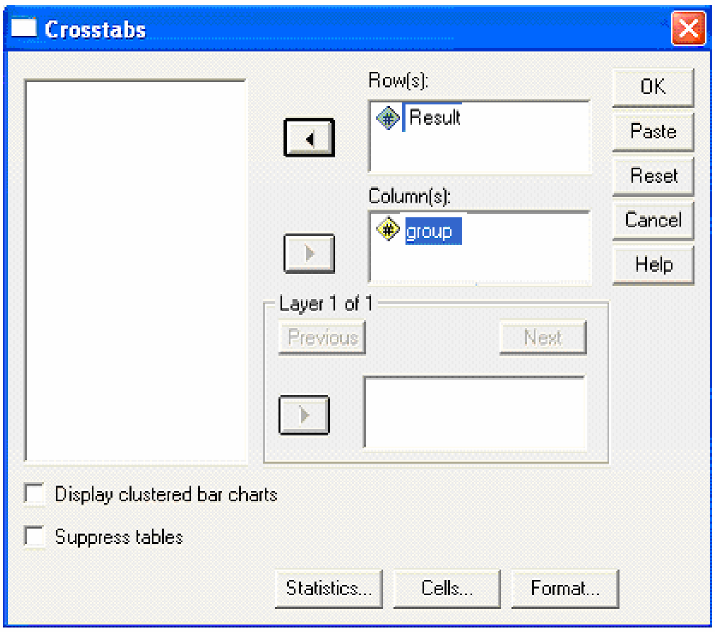
ننقل المتغير **Result** لخانة الصفوف **Rows** والمتغير **Gender** لخانة الأعمدة **Columns** باستخدام الأسهم .



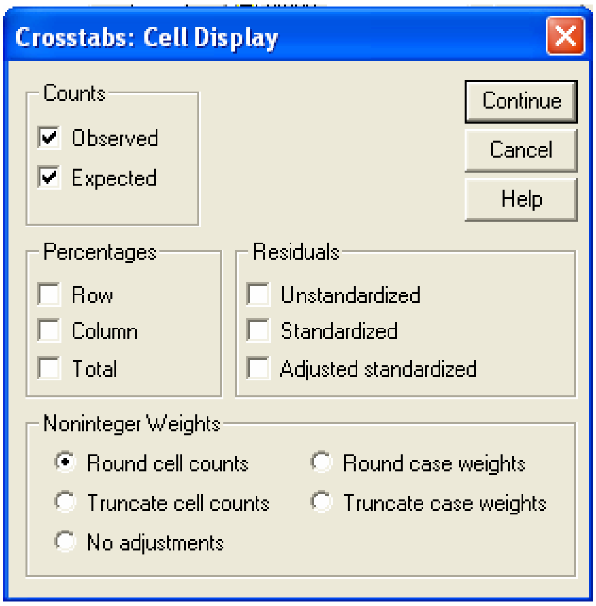
ومن ثم نضغط على **Statistics** للحصول على المربع الحواري التالي:



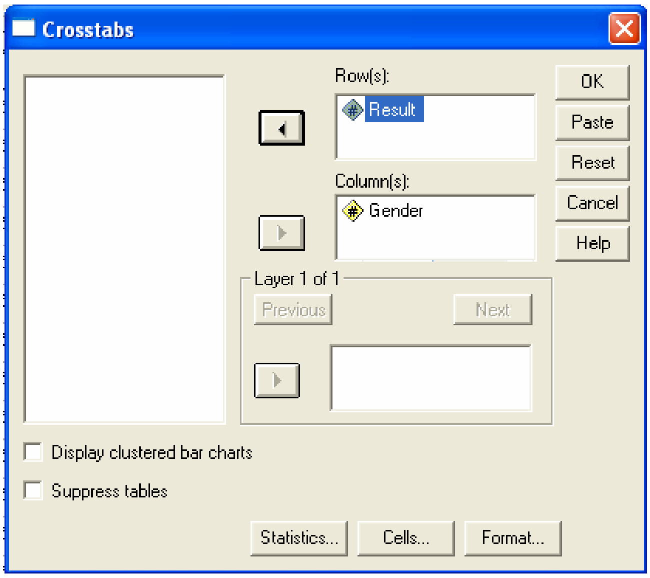
نضع علامة على خانة اختبار مربع كاي **Chi-Square** لحساب اختبار الاستقلالية ومن ثم نضغط على **Continue** للعودة للمربع الحواري السابق:



لإظهار جدول التوقعات نضغط على زر **Cell** ليظهر المربع الحواري التالي:



نختار الخيار **Expected** جدول توقعات ظهور البيانات ومن ثم نضغط **Continue** للعودة للمربع الحواري السابق.



نضغط على **Ok** للحصول على النتائج.

تتكون نتائج الأمر **Cross tabulati** من ثلاثة جداول:

الجدول الأول: يصف حجم العينات المدخلة ونسب البيانات المفقودة كالتالي:

Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
group * Result	72	100.0%	0	.0%	72	100.0%

الجدول الثاني: يبين جدول توزيع العينة حسب المتغيرين والقيم المتوقعة حسب اختبار الاستقلالية كالتالي:

عدد الذكور الراسبين

توقع الذكور الراسبين

group * Result Crosstabulation

			Result		Total
			ذكر	انثى	
group	راسب	Count	12.00	7.00	19
		Expected Count	9.76	9.24	19.0
	مقبول	Count	5.00	8.00	13
		Expected Count	6.68	6.32	13.0
	جيد	Count	9.00	8.00	17
		Expected Count	8.74	8.26	17.0
	جيد جدا	Count	5.00	7.00	12
		Expected Count	6.17	5.83	12.0
	ممتاز	Count	6.00	5.00	11
		Expected Count	5.65	5.35	11.0
Total		Count	37.00	35.00	72
		Expected Count	37.00	35.00	72.0

يبين الجدول الثاني السابق أن عدد البيانات المدخلة 72 ، عدد الذكور 37 (منهم 12 راسب وقيمتها المتوقعة 9.76 ، 5 مقبول وقيمتها المتوقعة 6.68 ، 9 جيد وقيمتها المتوقعة 8.74 ، 5 جيد جدا وقيمتها المتوقعة 6.17 ، و 6 ممتاز وقيمتها المتوقعة 5.65) والاناث 35 (منهم 7 راسب وقيمتها المتوقعة 9.24 ، 8 مقبول وقيمتها المتوقعة 6.32 ، 8 جيد وقيمتها المتوقعة 8.26 ، 7 جيد جدا وقيمتها المتوقعة 5.83 ، و 5 ممتاز وقيمتها المتوقعة 5.35)

الجدول الثالث يبين نتيجة اختبار مربع كاي كالتالي:

قيمة الاختبار

درجة الحرية

مستوى دلالة الاختبار

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	2.437[a]	4	.656
Likelihood Ratio	2.459	4	.652
Linear-by-Linear Association	.298	1	.585
N of Valid Cases	72		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.35.

يبين الجدول الثالث السابق أن قيمة اختبار مربع كاي هي 2.437 بدرجة حرية مقادرها 4

يتبين لنا من الجدول أن أقل قيمة لمستوى الدلالة هي Asymp. Sig. (2-sided) = 0.656 وهي اكبر من مستوى الدلالة α = 0.05 وبالتالي لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية أي أن تقدير الطالب لا يعتمد على جنسه.

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها مع الأخذ في الاعتبار أن الأرقام قد تتغير ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

اختبار كولموجروف سيمرنوف لجودة التوافيق Goodness of Fit Test - Kolmogorov-Smirnov :

استخدامه:

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة إذا ما كانت العينة موضع الاهتمام تتبع توزيعاً احتمالياً معينا **ويستخدم عوضاً عن اختبار مربع كاي** عندما يكون مجموع التكرارات أقل من ٣٠ أو يكون التكرار المتوقع لأي خلية أقل من خمسة وعملية ضم الخلايا تؤدي إلى فقد كثير من درجات الحرية مما يتعذر معه إجراء الاختبار أو أن تكون عملية الضم غير مناسبة ، ويفضل استخدامه أيضاً في حالة كون التوزيع الاحتمالي لمتغير متصل.

ويستخدم لاختبار ما إذا كانت عينتان لهما نفس التوزيع ويعتمد إجراء هذا الاختبار على دالة الاحتمال التجميعي للتكرار المشاهد والمتوقع وبذلك يدور الفرض العدمي والبديل حول هاتين الدالتين وهو كالتالي :

$$H_0 : F_n(X) = F_0(X)$$

$$H_A : F_n(X) \neq F_0(X)$$

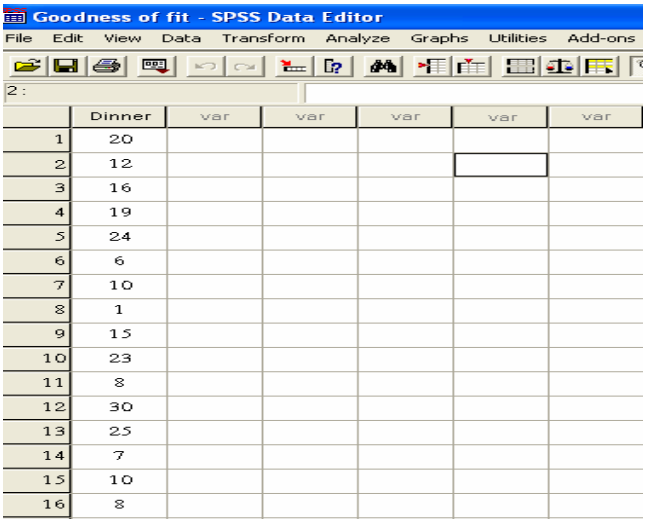
$$F_n(X) < F_0(X)$$

$$F_n(X) > F_0(X)$$

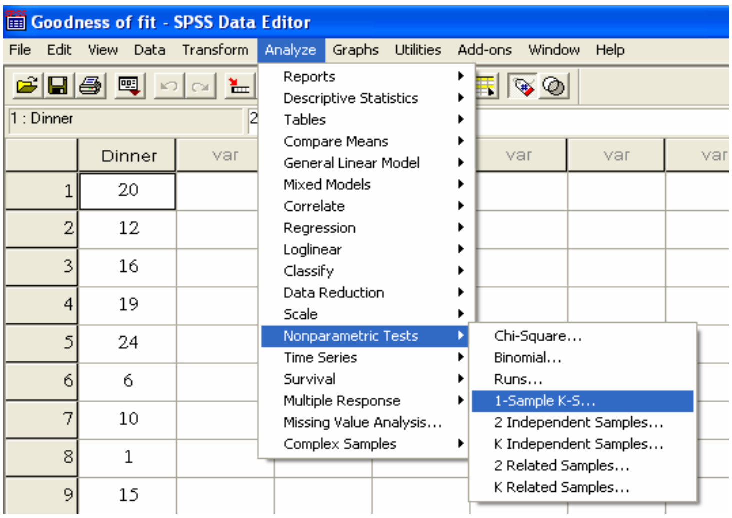
حساب اختبار كولموجروف سيمرنوف لجودة التوافيق

Goodness of Fit Test - Kolmogorov-Smirnov من خلال برنامج SPSS

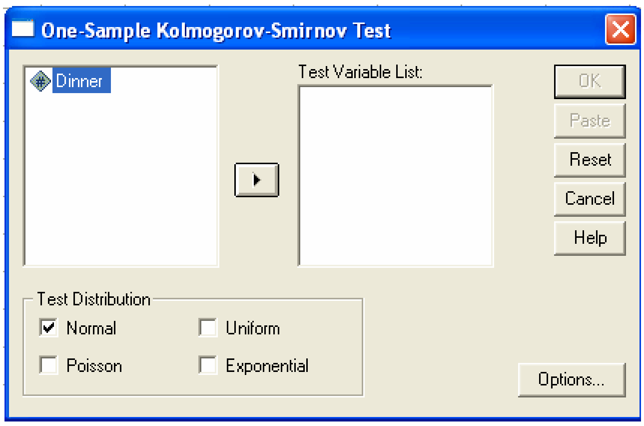
ندخل البيانات في متغير نسميه **Dinner** كما في الشكل التالي:



من قائمة التحليل **Analyze** نختار القائمة الفرعية الاحصاءات الغير بارامترية **Non-Parametric Test** ومن ثم نختار الأمر **1-Sample K-S**



يظهر المربع الحواري التالي:



يمكنك المربع الحواري السابق من اختيار التوزيع الذي تريد اختباره هل هو توزيع طبيعي **Normal** أو بواسون **Poisson** أو منتظم **Uniform** أو أسي **Exponential** فنختار التوزيع الطبيعي كما في الشكل أعلاه ونضغط **Ok** للحصول على النتائج التالية:

NPar Tests

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Dinner
N		50
Normal Parameters a,b	Mean	15.26
	Std. Deviation	6.782
Most Extreme Differences	Absolute	.081
	Positive	.081
	Negative	-.069
Kolmogorov-Smirnov Z		.573
Asymp. Sig. (2-tailed)		.898

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

حجم العينة

متوسط البيانات

الانحراف المعياري للبيانات

أكبر فرق بين البيانات ودالة التوزيع الاحتمالية

قيمة اختبار جودة المطابقة

مستوى دلالة الاختبار

مهمة جدا معرفة هذه النتائج لذلك لابد وأن تكون ملم بها مع الأخذ في الاعتبار أن الأرقام قد تتغير ولديك المعرفة عن القبول والرفض.

تبين النتائج أعلاه أن متوسط عدد الزبائن هو 15.26 بانحراف معياري قدره 6.782 وأن قيمة اختبار كولموجروف سميرنوف لجودة المطابقة هو 0.573

القرار:

يبين الجدول السابق أن قيمة مستوى دلالة الاختبار هي *Asymp. Sig. (2-tailed) =0.898* وهي اكبر من مستوى دلالة الفرضية الصفرية α = 0.05 وبالتالي نقبل الفرضية الصفرية ، أي أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وبالتالي نستنتج ان البيانات تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط قدره 15.26 وانحراف معياري 6.782 أي X : N (15.26 , 6.782)

وإذا أردنا اختبار أن التوزيع يتبع توزيع بواسون نختار من الشاشة المخصصة لذلك توزيع بواسون وهكذا مع باقي التوزيعات.

تم بحمد الله ..

إن أصبت فتوفيق من الله وإن حصل هناك خطأ فمن نفسي والشيطان

وفقنا الله وإياكم ، ودعواتكم الطيبة

أخوكم / شيءٌ آخر (أبو فيصل)