القسم الثالث

اختبار الفروض

الفصل السادس: دراسة الفروق بين متوسطين

الفصل السابع: دراسة الفروق بين أكثر من متغيرين

الفصل الثامن: تحليل التباين الثنائي

الفصل التاسع: تحليل التباين داخل المجموعات

الفصل العاشر: تحليل التباين المختلط

الفصل الحادي عشر: تحليل التغاير الأحادي

الفصل الثاني عشر: تحليل التباين المتعدد

الفصل الثالث عشر: التحليل التمييزي

الفصل الرابع عشر: اختبار مربع كاي

الفصل الخامس عشر: الاختبارات اللامعلمية

obeikandl.com

obeikandl.com

الفصل السادس

دراسة الفروق بين متوسطين

نتناول في هذا الفصل العمليات الإحصائية الخاصة بدراسة الفروق بين متوسطين، حيث نختبر الفروض المتعلقة بثلاثة أنواع من الفروق نستخدم فيها اختبار 'ت' للفروق بين متوسطين، وهي:

- اختبار 'ت' لعينة واحدة.
- اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين.
- اختبار 'ت' لعينتين مرتبطتين أو متكافئتين.

اختبار 'ت' لعينة واحدة

تهدف هذه العملية الإحصائية إلى اختبار الفرض باختلاف متوسط التوزيع عن قيمة ثابتة يطلق عليها في برنامج SPSS القيمة الاختبارية Test Value. ويجب أن يكون لكل حالة درجة على متغير واحد هو المتغير الذي نريد اختباره.

والقرار الرئيسي في هذا النوع من الاختبار هو اختيار القيمة الاختبارية. وتمثل هذه القيمة عادة درجة محايدة. والأفراد الذين يحصلون على درجات أعلى من نقطة الحياد يعطون مسمى معينا، في حين أن الأفراد الذين يحصلون على درجات تقل عن هذه النقطة يعطون مسمى مختلفا. أما أولئك الذين يحصلون على نقطة الحياد بالضبط فلا يعطون أي مسمى.

ونظرا لأن القيمة الاختبارية هي أهم خاصية في اختبار 'ت' لعينة واحدة، أصبحت القيمة الاختبارية تميز هذا الاختبار عما عداه من التطبيقات في طريقة اختيار هذه القيمة. ويمكن للقيمة الاختبارية أن تكون واحدة مما يلي:

- النقطة الوسيطة في المتغير الذي نختبره.

obeikandl.com

- القيمة المتوسطة في المتغير المراد قياسه بناء على نتائج البحوث السابقة.
- تغير مستوى الأداء في اختبار ما.

أسس اختبار 'ت' لعينة واحدة

هناك عدة مسلمات ترتبط باختبار 'ت' لعينة واحدة وحجم الأثر المقترن به.

مسلمات اختبار 'ت' لعينة واحدة

يرتبط مسلمان باختبار 'ت' لعينة واحدة، هما:

المسلم رقم ١: *أن يكون المتغير الذي نختبره موزعا توزيعا اعتداليا في المجتمع الذي ندرسه.*

وعندما يكون لدينا عينة متوسطة الحجم قد ينتهك هذا المسلم، وقد ينتهك أيضا مع العينات الأكبر، إلا أن الاختبار يظل يعطي نتائج دقيقة نسبيا. ويحتاج الأمر إلى الحصول على عينة أكبر للحصول على نتائج صادقة نسبيا إذا كان توزيع المجتمع بعيدا عن أن يكون اعتداليا. إلا أنه في معظم الحالات يكفي الحصول على عينة مكونة من ٣٠ فردا للحصول على قيم دقيقة لـ'ل'.

المسلم رقم ٢: *أن العينة المسحوبة من المجتمع سحبت بشكل عشوائي وأن درجات المتغير موضوع الاختبار الإحصائي مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي اختبار 'ت' لعينة واحدة نتائج غير دقيقة إذا انتهك المسلم المتعلق باستقلالية الدرجات عن بعضها البعض.

حساب حجم الأثر

يعطينا برنامج SPSS المعلومات الضرورية لحساب حجم الأثر (Δ) كما تظهر في المعادلة التالية:

$$\Delta = \frac{\text{متوسط الفروق}}{\text{الانحراف المعياري}}$$

وإذا لم يظهر متوسط الفروق والانحراف المعياري في النتائج التي أعطاها SPSS يمكننا حساب حجم الأثر من قيمة 'ت' حيث يساوي حجم الأثر في هذه الحالة:

$$\Delta = \text{ت} \div \sqrt{\text{ن}}$$

حيث ن هي العدد الكلي للعينة.

obeikandl.com

وتساعدنا Δ على تقويم الدرجة التي يختلف بها متوسط الدرجات في المتغير الذي نختبره عن القيمة التي نختبرها وذلك في وحدات من الانحراف المعياري. وإذا كانت قيمة Δ تساوي صفرا فإن ذلك يعني تساوي متوسط الدرجات والقيمة التي نختبرها. وكلما زاد الفرق عن صفر يزداد حجم الأثر. ومن الممكن أن تتراوح قيمة حجم الأثر بين ∞± (± ما لانهاية). وبغض النظر عن علامة – أو + فإن القيمة ٢, تمثل حجم أثر صغير ويعتبر حجم الأثر ٥, قيمة متوسطة، أما ٨, فهي تمثل حجم أثر كبير.

تنفيذ تحليل اختبار 'ت' لعينة واحدة:

يعتقد موجه مدرسة ابتدائية في المعادي أن تلاميذ حي المعادي أكثر ذكاء في المتوسط من تلاميذ باقي مجتمع التلاميذ في أحياء القاهرة الأخرى. ومعروف أن متوسط نسب ذكاء التلاميذ في مجتمع المدرسة الابتدائية هو ١٠٠. وقد قام الناظر باختيار عينة من تلاميذ حي المعادي بالقاهرة لإجراء دراسة حول نسب ذكائهم، ويوضح جدول ٥–١ نتائج هذه الدراسة.

جدول ٦–١ توزيع نسب ذكاء الطلبة

الطالب	نسبة الذكاء		الطالب	نسبة الذكاء
١	١٠٩		١٦	١١١
٢	١٠٣		١٧	١١٨
٣	١٠٠		١٨	١٠٠
٤	١٠٨		١٩	١٢٣
٥	١١٥		٢٠	١١٢
٦	١٠٨		٢١	١١١
٧	٩٩		٢٢	١٢٠
٨	١٠٣		٢٣	١٠٠
٩	١١١		٢٤	١٠٠
١٠	١٠٦		٢٥	١١١
١١	١٢٠		٢٦	١٢٥
١٢	١٢٤		٢٧	١٢٢
١٣	١١٣		٢٨	١٠٣
١٤	١٠٢		٢٩	١٠٩
١٥	١٠١		٣٠	١١٥

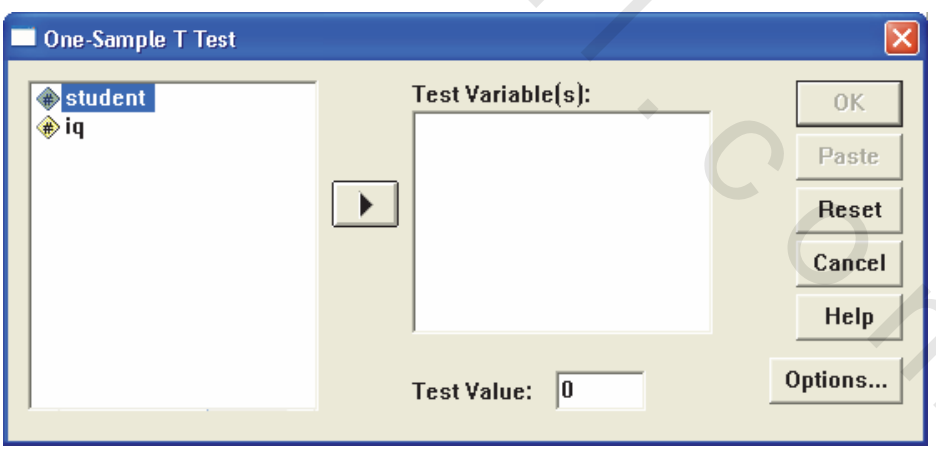
ويلاحظ أننا نريد أن نختبر في هذه الدراسة الفرض الصفري أن متوسط جميع تلاميذ المرحلة الابتدائية في حي المعادي لا يساوي ١٠٠. وقد اختيرت هذه القيمة لأنه من المعروف بناء على الدراسات السابقة أن متوسط نسب الذكاء في مجتمع المدرسة الابتدائية يساوي ١٠٠. ويتم اختبار هذا الفرض باختيار عينة عشوائية من تلاميذ المدارس الابتدائية في حي المعادي وتطبيق اختبار ذكاء عليهم، ثم نبين إذا ما كان متوسط ذكاء التلاميذ في حي المعادي يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن ١٠٠.

تحليل البيانات:

باستخدام الطريقة التي ذكرناها في الفصل الثالث أدخل بيانات جدول رقم (٦-١) في محرر البيانات في العمودين الأول والثاني مع تسمية العمود الأول الطالب **student** والعمود الثاني نسبة الذكاء **iq**. ويوجد هذا الملف على الأسطوانة المرنة المصاحبة للكتاب باسم Ttest1.sav.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار رقم ٨) أو على **Analyze** (الإصدارات من رقم ٩ إلى رقم ١٢) في شريط القوائم.
٢- اختر من القائمة المنسدلة **Compare Means** ثم **One-Sample T Test**.
٣- يؤدي هذا إلى ظهور مربع حوار شبيه بالمربع المبين في شكل (٦-١).
٤- يظهر مربع حوار به متغيري الدراسة وهما **student** و**iq**.
٥- اختر المتغير **iq** وذلك بالتأشير عليه والضغط على زر الفأرة الأيسر.



شكل ٦-١ مربع حوار اختبار ت لعينة واحدة

٦- اضغط على زر السهم المتجه نحو اليمين (بين المربعين) لنقل المتغير **iq** إلى المربع المعنون "Test Variable(s)".
٧- اضغط على المربع المعنون "القيمة الاختبارية" "Test Value" وعدل القيمة الموجودة به (وهي صفر) إلى القيمة ١٠٠، وهي قيمة الفرض الصفري التي نريد أن نختبر متوسط العينة في مقابلها. وبالطبع يمكن ترك القيمة 'صفر' الموجودة أصلا في المربع إذا كنا نريد أن نختبر الفرض الصفري بأن المتوسط يساوي صفرا.
٨- اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل المطلوب.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي ثم اكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكن استرجاع ملف Ttest1 من الأسطوانة المرنة، ثم اضغط على *Run* لتنفيذ التحليل المطلوب.

T-TEST TESTVAL = 100 /VARIABLES = IQ.

ولغة هذا الأمر بسيطة للغاية. ومعنى الأمر **T-TEST** التي سوف نراه عدة مرات في هذا الفصل واضح. أما الأمر الفرعي **"TESTVAL =** فيحدد القيمة الاختبارية أي قيمة الفرض الصفري التي نريد اختبارها، وهي في هذه الحالة (١٠٠). أما الأمر الفرعي **/VARIABLES** فيحدد المتغيرات التي نريد اختبارها. وفي هذه الحالة نريد أن نعرف إذا ما كان متوسط المتغير **IQ** يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن ١٠٠. وإذا كان لدينا عدد من المتغيرات وأردنا أن نختبر كلا منها اختبارا منفصلا في مقابل الفرض الصفري ١٠٠ فإننا نكتب أسماءها بعد اسم المتغير **IQ** على أن يفصل بين كل منها فاصلة أو مسافة.

النتائج:

يعطي برنامج SPSS النتائج المبينة في شكل (٥-٢). ويلاحظ أن البرنامج يطبع أولا بعض الإحصاءات الوصفية للمتغير **IQ** بما في ذلك عدد الحالات، والمتوسط، والانحراف المعياري، والخطأ المعياري. ونجد نتائج اختبار الدلالة أسفل بيانات الإحصاء الوصفي. والمقصود بمصطلح "Mean Difference" الفرق بين متوسط العينة الذي حصلنا عليه والمتوسط الفرضي (١٠٠). ويطبع SPSS كذلك حدود الثقة ٩٥٪ للفرق بين المتوسطات وهي في هذه الحالة ٧,٢٦ إلى ١٣,٢١.

هل الفرق بين المتوسطين الذي قيمته ١٠,٢٣ كبير بدرجة تكفي لاعتباره فرقا دالا إحصائيا؟ إن نتائج اختبار 'ت' تشير إلى أن قيمة ت = ٧,٠٤٢ عند درجات حرية (df) تساوي ٢٩ (ن−١). وقيمة 'ل' 'p' ذات ذيلين لهذه النتيجة تساوي ,٠٠٠ (مقربة إلى ثلاثة أماكن عشرية، وهي تعني أن قيمة ل = ,٠٠٠٥). وهذه النتيجة دالة إحصائيا إذا كانت قيمة 'ل' أقل من قيمة ألفا التي اخترناها وهي عادة (,٠٥ أو ,٠١)، ولذلك فإن النتيجة التي حصلنا عليها نتيجة دالة إحصائيا، ولذلك فإننا نرفض الفرض الصفري.

وإذا كنا نحسب هذا التمرين يدويا فإننا نستخدم أحد الجداول الموجودة بكتب الإحصاء لتحديد قيمة 'ت' الحرجة المرتبطة بدرجات حرية ٢٩، وتبلغ هذه القيمة ٣,٦٥٩ (عند ألفا = ,٠٥)، ثم نقارن القيمة التي حصلنا عليها بقيمة 'ت' الحرجة. وقيمة 'ت' التي حصلنا عليها تبلغ ٧,٠٤٢ وهي أعلى من القيمة الحرجة، ولذلك فإننا نرفض الفرض الصفري.

ويلاحظ أن النتائج الإحصائية في SPSS تعمل بنفس الطريقة في معظم الحالات. إذ يطبع SPSS قيمة 'ل' 'p' المرتبطة بالاختبار الإحصائي، وعليك أن تقرر إذا ما كانت 'ل' صغيرة بدرجة تكفي لرفض الفرض الصفري (أي إذا ما كانت ل أصغر من القيمة التي اخترتها لمستوى ألفا سواء كانت ,٠٥ أو ,٠١ أو أي قيمة أخرى). والطريقتان: وهما مقارنة القيمة الحرجة بالقيمة التي حصلنا عليها، ومقارنة مستوى ألفا بمستوى الاحتمال 'ل' الذي لاحظناه تؤدي إلى نفس النتائج لأي مشكلة من المشكلات.

T-Test

One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
IQ	30	110.07	8.103	1.479

One-Sample Test

	Test Value = 100					
					95% Confidence Interval of the Difference	
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
IQ	6.805	29	.000	10.07	7.04	13.09

شكل ٦−٢ نتائج تحليل اختبار ت لعينة واحدة

obeikandl.com

اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين

يدرس هذا الاختبار الفروق بين متوسطي مجموعتين مستقلتين. وفي هذا الاختبار يجب أن يكون لكل فرد درجتان في متغيرين: أحدهما متغير تصنيفي، والثاني المتغير الذي نريد اختباره. ويقسم المتغير التصنيفي الحالات إلى مجموعتين أو فئتين جامعتين مانعتين مثل النوع (ذكور وإناث). في حين أن المتغير الآخر يصف الفرد بالنسبة لمتغير كمي مثل الذكاء أو الفهم اللفظي. ويعطينا اختبار 'ت' بيانات عما إذا كان متوسط درجات المتغير في إحدى المجموعتين يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن متوسط المجوعة الثانية.

ويستخدم اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين في تحليل بيانات الدراسات المختلفة مثل:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية.

أسس اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين

هناك عدة مسلمات ترتبط باختبار 'ت' لعينتين مستقلتين وحجم الأثر المقترن به.

مسلمات اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين

هناك ثلاث مسلمات مرتبطة باختبار 'ت' لعينتين مستقلتين، هما:

المسلم رقم ١: *أن يكون المتغير الذي نختبره موزعا توزيعا اعتداليا في المجتمع الذي ندرسه.*

وعندما يكون لدينا عينة متوسطة الحجم قد ينتهك هذا المسلم، وقد ينتهك أيضا مع العينات الأكبر، إلا أن الاختبار يظل يعطي نتائج دقيقة نسبيا. وإذا بلغ حجم العينة في كل مجموعة ١٥ فردا فإن هذا يكون كافيا للحصول على قيم دقيقة لـ 'ل'. وإذا كان توزيع المجتمع بعيدا جدا عن الاعتدال، فقد نحتاج إلى عينات كبيرة الحجم.

المسلم رقم ٢: *أن تباين المتغيرين الموزعين توزيعا اعتداليا اللذين نختبرهما ، متساو في المجتمعين اللذين سحبت منهما العينتين.*

وإذا انتهك هذا المسلم وكان حجم العينتين مختلفا فإن اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين لن يكون صادقا ولا يمكن الثقة في قيمة 'ل'. إلا أن SPSS يقوم بحساب قيمة

obeikandl.com

تقريبية لـــ 'ت' لا تسلم بتساوي التباين في المجتمعين، وذلك بالإضافة إلى اختبـــار 'ت' التقليدي الذي يقوم على تساوي تبايني المجتمعين.

المسلم رقم ٣: *أن أفراد العينة المسحوبة من المجتمع موزعون توزيعـــا عـــشوائيا، وأن درجات المتغير موضوع الاختبار الإحصائي مستقلة عن بعضها البعض.*

وإذا انتهك مسلم استقلال الدرجات يجب عدم الثقة في قيمة 'ل' التـــي نحـــصل عليها.

حساب حجم الأثر

يعطينا برنامج SPSS المعلومات الضرورية لحساب حجم الأثر (Δ) كما تظهر في المعادلة التالية:

$$\Delta = \frac{\text{متوسط الفروق}}{\text{الانحراف المعياري للمتغيرين معا}}$$

وتساعدنا Δ على تقويم الدرجة التي يختلف بها متوسط الدرجات في المتغير الذي نختبره عن القيمة التي نختبرها وذلك في وحدات من الانحراف المعياري. وإذا كانت قيمـــة Δ تساوي صفرا فإن ذلك يعني تساوي متوسط الدرجات والقيمة التي نختبرها. وكلما تباعد الفرق عن صفر يزداد حجم الأثر. ومن الممكن أن تتراوح قيمة حجم الأثر بين ∞± (± ما لانهاية). وبغض النظر عن علامة – أو + فإن القيمة ٢, تمثل حجـــم أثـــر صـــغير ويعتبر حجم الأثر ٥, قيمة متوسطة، أما ٨, فهي تمثل حجم أثر كبير.

ويمكن استخدام مربع إيتا (η^2) كبديل لحجم الأثر Δ. وتتراوح قيمـــة η^2 بـــين صفر وواحد. ويمكن تفسيرها باعتبارها نسبة تباين متغير الاختبار التي هي دالة متغيـــر المجموعة. وإذا كانت هذه القيمة صفرا فمعنى هذا أن متوسط الفروق يبلغ صفرا. فـــي حين إذا كانت هذه القيمة ١ فمعنى هذا أن متوسطي المجموعتين مختلفان. ولكن درجات الاختبار لا تختلف داخل كل مجموعة (أي أن هناك تطابقا تاما بين مجموعتي الدرجات). ويمكن حساب مربع إيتا كما يلي:

$$\eta^2 = ت^2 + \frac{ت^2}{ت^2 + (ن_1 + ن_2 - 2)}$$

وإذا كانت η^2 تبلغ ٠١, فإنها تعتبر قيمة صغيرة، وإذا كانت هذه القيمة ٠٦, كانت قيمة

obeikandl.com

متوسطة، أما إذا كانت ١٤, فإنها تعتبر قيمة كبيرة.

تنفيذ اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين:

قام باحث بدراسة لتحديد أي الطريقتين في تدريس اللغة العربية تعطي نتائج أفضل بين تلاميذ الصف الأول الإعدادي، الطريقة التقليدية أم طريقة الاكتشاف الموجه. وقد افترض الباحث أن الطلاب الذين يدرسون بطريقة الاكتشاف سوف يحققون نتائج أفضل من الطلاب الذين يدرسون بالطريقة التقليدية. ولتحديد إذا ما كان هناك فرق فعلي بين أداء مجموعتي الطلاب قام الباحث بإعطاء المجموعتين اختبارا في اللغة العربية بعد انتهاء الفترة التجريبية للتدريس لمجموعتين (تجريبية وضابطة) تم اختيارهما بطريقة التعيين العشوائي. ويبين جدول (٦-٢) نتائج الاختبار التحصيلي. ويلاحظ أن المجموعة ١ هي المجموعة التجريبية، والمجموعة ٢ هي المجموعة الضابطة.

ونريد في هذه المشكلة اختبار الفرض الصفري بأنه لا توجد فروق بين أداء مجموعتي الطلاب نتيجة للدراسة بطريقتين مختلفتين، أي أن متوسط الفروق بين المجموعتين في المجتمع الذي سحبت منه العينة يساوي صفرا. والفرض البديل يعكس رأي الباحث بأن متوسط المجتمع للمجموعتين من الطلاب ليس متساويا (أي أن لطريقة التدريس أثرا على مستوى أداء الطلاب في اختبار اللغة العربية).

تحليل البيانات:

أدخل البيانات المذكورة في جدول ٦-٢ وفقا للطريقة التي شرحناها في الفصل الثاني. أدخل البيانات في الأعمدة الثلاثة الأولى في محرر البيانات وأعطي الأسماء التالية للمتغيرات: **score group student**. ويوجد ملف لهذه البيانات على الأسطوانة المرنة باسم Ttest2.sav.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار ٨) أو على **Analyze** (الإصدارات ٩ إلى ١٢) ثم اختر **Compare Means** من شريط القوائم.

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Independent-Samples T Test**. وينتج عن ذلك مربع حوار يشبه المربع المبين في شكل (٦-٣).

٣- يظهر على يسار هذا المربع القائمة التي كتبتها للمتغيرات، ويجب في هذه الحالة:

جدول ٦-٢ درجات مجموعتي الطلاب

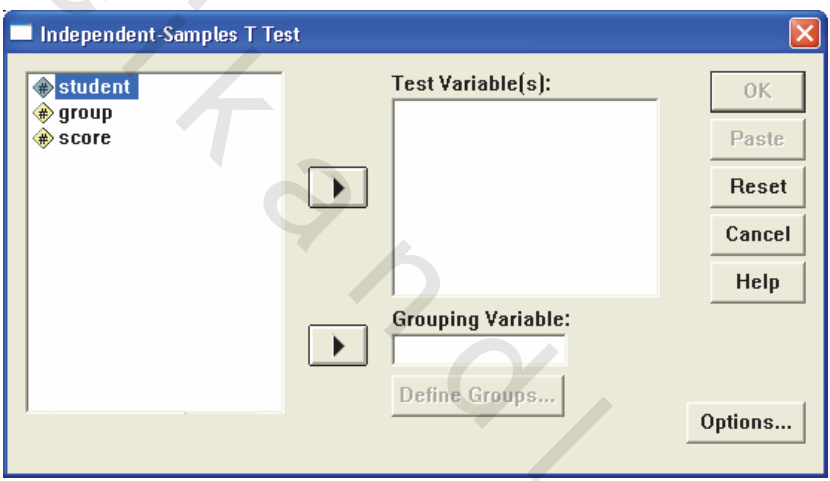
الطالب	المجموعة	الدرجة		الطالب	المجموعة	الدرجة
١	١	٨٧		٢١	٢	٨٢
٢	١	٩٥		٢٢	٢	٧٢
٣	١	٨٩		٢٣	٢	٩٥
٤	١	٧٤		٢٤	٢	٦٠
٥	١	٧٣		٢٥	٢	٩٠
٦	١	٩٢		٢٦	٢	٨٧
٧	١	٦٣		٢٧	٢	٨٩
٨	١	٩٠		٢٨	٢	٨٦
٩	١	٩٤		٢٩	٢	٧٦
١٠	١	٨٤		٣٠	٢	٧٤
١١	١	٩١		٣١	٢	٨٥
١٢	١	٩٠		٣٢	٢	٩٠
١٣	١	٧٥		٣٣	٢	٩١
١٤	١	٩٣		٣٤	٢	٨٨
١٥	١	٨٥		٣٥	٢	٦٣
١٦	١	٩٠		٣٦	٢	٧٠
١٧	١	٨٩		٣٧	٢	٧٢
١٨	١	٨٧		٣٨	٢	٨٤
١٩	١	٨٥		٣٩	٢	٦٠
٢٠	١	٨٧		٤٠	٢	٧٥

- نقل متغير أو أكثر إلى المربع المعنون "Test Variable(s)" لاختيار المتغير التابع، ويتم تحقيق ذلك بالضغط على المتغير **score** (المتغير التابع) في المربع الأيمن لاختياره، ثم اضغط على زر السهم العلوي الذي يشير إلى المربع

obeikandl.com

الأيمن. سوف تلاحظ أن كلمة **score** تختفي من المربع الأيسر وتظهر في المربع الأيمن.

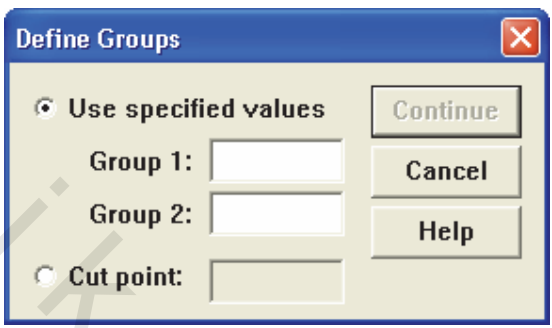
- نقل أحد المتغيرات إلى مربع "Grouping Variable" لتحديد المجموعات التي يتم مقارنتها (أي اختيار المتغير المستقل) ويتم تحقيق ذلك بالضغط على **group** (المتغير المستقل) لاختياره، ثم الضغط على زر السهم الأسفل المتجه لليمين نحو مربع "Grouping Variable" لنقله إلى هذا المربع. وسوف يظهر المتغير المستقل في هذا المربع متبوعا بمجموعة من الأقواس تحتوي على علامات استفهام. والمقصود من ذلك جذب الانتباه إلى وجود حاجة إلى متطلب آخر قبل تنفيذ الأمر.



شكل ٦-٣ مربع حوار اختبار ت لعينتين مستقلتين

- عند اختيار **group** كمتغير مستقل يحدث شيء آخر على الشاشة أيضا، إذ يتغير شكل الزر المسمى **Define Groups** ويصبح شكله مختلفا ويبدو واضحا جليا (نشطا) وكان من قبل مشوشا غير واضح (غير نشط). ويرجع ذلك إلى أن هذا الزر لم يكن نشطا حتى تم اختيار المتغير المستقل، ولكنه الآن نشط وأصبح على جانب كبير من الأهمية، وبالضغط عليه يظهر مربع حوار آخر (انظر شكل ٥-٤) لنحدد فيه قيمتي المتغير **group** اللتين تمثلان المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة، والتي سبق تحديدهما بالقيمة ١

للمجموعة التجريبية، والقيمة ٢ للمجموعة الضابطة. اضغط على المربع بجوار "Group 1" وعندما يظهر مؤشر الشاشة هناك اكتب الرقم ١، ثم استخدم الفأرة للضغط على المربع بجوار "Group 2" واكتب الرقم ٢. والآن اضغط على كلمة **Continue** للعودة إلى مربع الحوار المبين في شكل (٥-٣)، وفي هذا المربع اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.



شكل ٦-٤ تعريف المجموعات

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي ثم اكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكن استرجاع ملف Ttest2 من الأسطوانة المرنة، ثم اضغط على كلمة *Run* لتنفيذ الأمر:

T-TEST /GROUPS = GROUP (1, 2) /VARIABLES = SCORE.

والأمر **T-TEST** في SPSS يستخدم لاختبار الفرض الصفري بعدم وجود فروق بين متوسطي عينيتين مستقلتين، والأمر الفرعي **/GROUPS** يستخدم لتحديد المتغير المستقل التي تحدد قيمتيه المجموعتان اللتان نقارنهما (وهو في هذه الحالة المتغير **GROUP**). وبعد اسم المتغير المستقل لابد من كتابة القيمتين المعرفتين لهذا المتغير بين القوسين. والقيمتين في هذا المتغير (لهذه المشكلة) هما (١ و٢). ويجب وضع فاصلة بين القيمتين.

أما الأمر الفرعي **/VARIABLES** فيستخدم لتعريف المتغير التابع (وهو في هذه الحالة المتغير **SCORE**) والذي نرغب في مقارنة متوسطيه في المجموعتين. ويمكن تحديد عدة متغيرات تابعة في نفس الأمر على أن يفصل بينها فاصلة أو مسافة.

obeikandi.com

النتائج:

يبين شكل (٦-٥) النتائج التي تظهر في SPSS للمثال السابق. ونجد أن SPSS يطبع أولا عدد الحالات والمتوسطات والانحرافات المعيارية والأخطاء المعيارية للمتغير التابع لكل مجموعة على حدة. وفي حالتنا هذه فإن المجموعتين هما ١ (المجموعة التجريبية) و٢ (المجموعة الضابطة) للمتغير المستقل **GROUP**.

ويعطينا SPSS بعد ذلك "اختبار ليفين لتساوي التباين بين المجموعتين "Levene's Test for Equality of Variances". وغالبا ما لا يكون هذا الاختبار ذا أهمية لمعظم القراء. (إذ أنه اختبار للفرض بتساوي تباين المجتمعين اللذين سحبنا منهما المجموعتين).

ونجد إلى الأسفل من اختبار ليفين (أو إلى يمينه) نتائج اختبار 'ت' للتساوي بين المتوسطات "t-test for the Equality of Means". والمعلومات المعطاة في الصف المسمى "Equal variances not assumed" توضح لنا نتائج اختبار 'ت' عندما يكون لدينا مبررات بأن تباين المجتمعين ليسا متساويين. ونجد هنا أن SPSS يذكر قيمة 'ت' المعطاة ، ودرجات الحرية ('df')، وقيمة 'ل' ذات ذيلين ("Sig. (2-tailed)"). وعادة ما تغفل كتب الإحصاء الأولية وكذلك المقررات التمهيدية مناقشة هذا الاختبار. كما تبين النتائج في نفس السطر الفرق بين المتوسطين، والخطأ المعياري، وحدود الثقة ٩٥٪ للفرق بين متوسطي المجتمع.

وأكثر الاختبارات استخداما هو الاختبار الموجود في السطر المعنون "Equal variances assumed"، ذلك نظرا لأننا نسلم بتساوي التباين في المجتمعين فإن البرنامج يستخدم تقديرا موحدا للتباين للحصول على أفضل تباين مشترك بين المجتمعين.

وقيمة 'ت' التي حصلنا عليها هي ٢,٠٩٧ عند درجات حرية تبلغ ٣٨ (ن – ٢)، والاحتمال عند هذه القيمتين ٠٤٤, أي أقل من ٠٥, ولذلك يعتبر الفرق بين المتوسطين فرقا دالا إحصائيا عند مستوى ٠٥,.

وللتحقق من هذه النتيجة يمكن استخدام إحدى كتب الإحصاء لتحديد القيمة الحرجة لقيمة 'ت' المرتبطة بدرجات حرية ٣٨ وسوف نجد أن ت٠٥, (٣٨) وهي تبلغ حوالي ٢,٠٣، والقيمة التي حصلنا عليها هي (٢,٠٤) وهي بالكاد أكبر من قيمة 'ت' الحرجة، ولذلك فإننا نرفض الفرض الصفري عند مستوى دلالة ٠٥,.

شكل ٦ – ٥ نتائج اختبار ت لعينتين مستقلتين

T-Test

Group Statistics

	GROUP	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
SCORE	Experimental	21	85.90	8.496	1.854
	Control	19	79.32	11.061	2.537

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
SCORE	Equal variances assumed	4.135	.049	2.125	38	.040	6.59	3.101	.311	12.867
	Equal variances not assumed			2.097	33.704	.044	6.59	3.143	.200	12.978

obeikandl.com

اختبار 'ت' لعينتين متطابقتين
(عينتين متكافئتين)

في هذا الاختبار يجب أن يكون لكل حالة درجتان في متغيرين. ويدرس هذا الاختبار ما إذا كان متوسط الفروق بين المتغيرين يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن الصفر. ويمكن استخدام هذا الاختبار في الدراسات التي يجري فيها إعادة القياس، أو الدراسات التي تستخدم تصميم العينات المتطابقة.

وفي دراسات إعادة القياس نحصل من كل فرد على درجتين لمقياس واحد في مناسبتين مختلفتين أو تحت شرطين مختلفين. وفي ملف البيانات الذي يصمم في SPSS لإجراء اختبار 'ت' لعيتنين متطابقتين يجب أن يكون لكل فرد درجتان في متغيرين مختلفين. ويمثل المتغير الأول درجة الاختبار الأول ويمثل المتغير الثاني درجة الاختبار الثاني. والفرض الذي يهمنا اختباره هنا هو إذا ما كانت هناك فروق دالة إحصائيا بين متوسطي الإجراءين.

وبالنسبة لتصميم العينات المتطابقة يجري مطابقة الأفراد في أزواج، ويتم قياس الصفة التي نريدها مرة واحدة بالنسبة للفرد في كل زوج. ويعتبر كل فردين في زوج واحد حالة واحدة في برنامج SPSS ولهذه الحالة درجتان في متغيرين، وهاتان الدرجتان هما الدرجة التي نحصل عليها من مشارك ما تحت شرط ما، والدرجة التي نحصل عليها من المشارك الآخر تحت الشرط الآخر. والفرض الأساسي هنا أيضا هو اختبار ما إذا كان المتوسطان اللذان حصلنا عليهما في الإجراءين مختلفين اختلافا دالا إحصائيا.

ويستخدم اختبار 'ت' لعينتين متطابقتين في الدراسات التالية:

- تصميمات إعادة القياس مع وجود فترة زمنية بين الإجراءين.
- تصميمات إعادة القياس دون وجود فاصل زمني.
- تصميمات الأفراد المتطابقين مع وجود فترة زمنية بين الإجراءين.
- تصميمات الأفراد المتطابقين دون وجود فاصل زمني.

أسس اختبار 'ت' لعينتين مستقلتين

هناك عدة مسلمات ترتبط باختبار 'ت' لعينتين مستقلتين وحجم الأثر المقترن به.

مسلمات اختبار 'ت' لعينة واحدة

هناك مسلمان مرتبطان باختبار 'ت' لعينتين مستقلتين، هما:

المسلم رقم ١: *أن يكون المتغير الناتج عن حساب الفروق بين المتغيرين موزع توزيعا اعتداليا في المجتمع الذي ندرسه.*

وقد ينتهك هذا المسلم رغم وجود عينة كبيرة الحجم، إلا أن الاختبار يظل يعطي نتائج دقيقة نسبيا. ويحتاج الأمر إلى الحصول على عينة أكبر للحصول على نتائج صادقة نسبيا إذا كان توزيع المتغير في المجتمع بعيدا عن أن يكون اعتداليا. إلا أنه في معظم الحالات يكفي الحصول على عينة مكونة من ٣٠ فردا للحصول على قيم دقيقة لـ'ل'.

المسلم رقم ٢: *أن العينة المسحوبة من المجتمع سحبت بشكل عشوائي وأن درجات المتغير موضوع الاختبار الإحصائي مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي اختبار 'ت' لعينة واحدة نتائج غير دقيقة إذا انتهك المسلم المتعلق باستقلالية الدرجات.

حساب حجم الأثر

يعطينا برنامج SPSS المعلومات الضرورية لحساب حجم الأثر (Δ) كما تظهر في المعادلة التالية:

$$\Delta = \frac{\text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعياري}}$$

وإذا لم يظهر متوسط الفروق والانحراف المعياري في النتائج التي أعطاها SPSS يمكننا حساب حجم الأثر من قيمة 'ت' حيث يكون حجم الأثر في هذه الحالة:

$$\Delta = \text{ت} \div \sqrt{\text{ن}}$$

حيث ن هي العدد الكلي للعينة.

وتساعدنا Δ على تقويم الدرجة التي يختلف بها متوسط الدرجات في المتغير الذي نختبره عن القيمة التي نختبرها وذلك في وحدات من الانحراف المعياري. وإذا كانت قيمة Δ تساوي صفرا فإن ذلك يعني تساوي متوسطي الدرجات. وكلما تباعد الفرق عن صفر يزداد حجم الأثر. ومن الممكن أن تتراوح قيمة حجم الأثر بين ±∞ (± ما لانهاية). وبغض النظر عن علامة – أو + فإن القيمة ٢, تمثل حجم أثر صغير ويعتبر حجم الأثر ٥, قيمة متوسطة، أما ٨, فهي تمثل حجم أثر كبير.

ويمكن استخدام مربع إيتا (η^2) كبديل لحجم الأثر Δ. وتتراوح قيمة η^2 بين صفر وواحد. ويمكن حسابها كما يلي:

$$\eta^2 = \frac{\text{ت}^2}{\text{ت}^2 + \text{ن} - ١}$$

وإذا كانت هذه القيمة صفرا فمعنى هذا أن متوسط الفروق يبلغ صفرا. وإذا كانت هذه القيمة ١ فهذا يعني أن جميع فروق الدرجات غير صفرية، أي أن هناك تطابقا بين مجموعتي الدرجات.

تنفيذ اختبار 'ت' لعينتين متطابقتين:

يعتقد باحث (بناء على مراجعاته السابقة للبحوث) أن أطفال الآباء الذين يستخدمون عبارات لفظية إيجابية (مثل الطلبات والمقترحات المهذبة) أطفال أكثر قبولا اجتماعيا وأكثر تفاعلا إيجابيا مع أقرانهم. وبالرغم من أن هناك مصادر أخرى يكتسب منها الأطفال السلوك (مثل التليفزيون، والأقران، وغيرها)، إلا أن تعرض الأطفال إلى التدريب المستمر من آبائهم بتعريفهم بآثار القيام بسلوك معين، مع تزويدهم بالأدلة المنطقية على ذلك، مقارنة بأساليب المعاملة الأخرى التي تنتهج الأسلوب الاستبدادي أو الأسلوب المتسامح، يساعد على تكوين سلوك اجتماعي إيجابي مما يؤدي إلى كفاءة اجتماعية أكبر وتقبلا أكثر من جانب الأقران. وقد اختير عشرون طفلا قدرهم معلموهم وأقرانهم بأنهم عدوانيين كما اختير آباؤهم لإشراكهم في حلقة دراسية لتدريبهم على أساليب المعاملة الوالدية باستخدام أساليب التنشئة الخلقية ولمعرفة هل تدريب الآباء على هذا النحو يؤدي إلى تحسين الكفاءة الاجتماعية لأطفالهم. وقد اختبر الأبناء قبل بدء الحلقة الدراسية وأعيد اختبارهم بعد مضي ستة شهور على نهايتها. ويبين جدول ٥-٣ نتائج اختبار الكفاءة الاجتماعية (وتشير الدرجة الأعلى على كفاءة اجتماعية أكبر).

ويلاحظ أننا في هذه الدراسة نختبر الفرض الصفري بعدم وجود فروق بين متوسطي درجات الكفاءة الاجتماعية للأطفال في الإجراءين القبلي والبعدي. وبمعنى آخر لا يوجد أثر للحلقة الدراسية التي اشترك فيها الآباء على كفاءة الطفل الاجتماعية. وإذا صغنا الفرض بطريقة ثالثة يمكن القول أن متوسط الفرق في درجات المجتمع بين القياسين القبلي والبعدي (درجات القياس القبلي ناقص درجات القياس البعدي أو العكس) يساوي صفرا. والفرض البديل يعكس اعتقاد الباحث بوجود فروق بين أزواج الدرجات القبلية والبعدية، أي أن الفرق في متوسطي درجات المجتمع لا يساوي صفرا (أي أن

الحلقة الدراسية لها تأثير على الكفاءة الاجتماعية).

أدخل بيانات جدول ٦-٣ في محرر البيانات بإتباع الطريقة المشروحة في الفصل الثالث مع تسمية المتغيرات **child – pre – post**. وتوجد نفس البيانات على الأسطوانة المرنة باسم Ttest3.sav.

جدول ٦-٣ درجات الاختبارين القبلي والبعدي

الطفل	القبلي	البعدي		الطفل	القبلي	البعدي
١	٣١	٣٤		١١	٣١	٢٨
٢	٢٦	٢٥		١٢	٢٧	٣٢
٣	٣٢	٣٨		١٣	٢٥	٢٥
٤	٣٨	٣٦		١٤	٢٨	٣٠
٥	٢٩	٢٩		١٥	٣٢	٤١
٦	٣٤	٤١		١٦	٢٧	٣٧
٧	٢٤	٢٦		١٧	٣٧	٣٩
٨	٣٥	٤٢		١٨	٢٩	٣٣
٩	٣٠	٣٦		١٩	٣١	٤٠
١٠	٣٦	٤٤		٢٠	٢٧	٢٨

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار رقم ٨) أو **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر) في شريط القوائم.

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Compare Means**. ومن القائمة الجديدة اضغط على **Paired-Samples T Test** ويترتب على ذلك ظهور مربع الحوار المبين في شكل (٦-٦).

٣- تظهر في هذا المربع قائمة بالمتغيرات في الجهة العليا إلى اليسار، ويتبين منها تلك المتغيرات التي نريد دراسة متوسطاتها.

٤- اضغط على المتغير **pre**، وسوف يظهر هذا المتغير مباشرة إلى الأسفل في

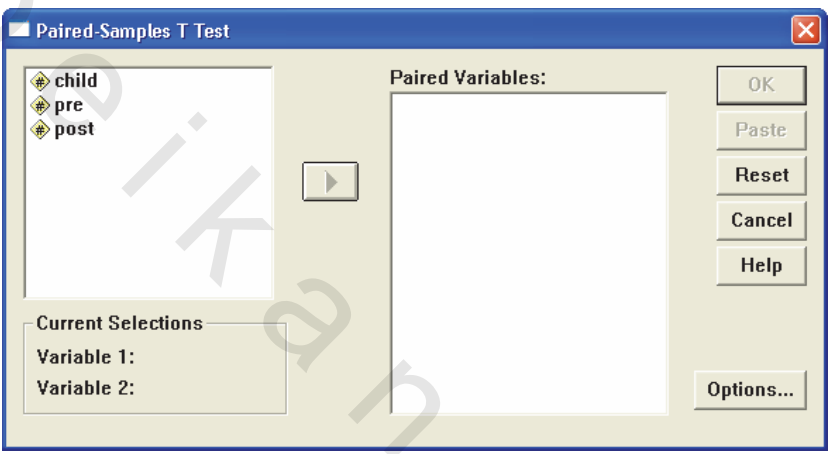
obeikandl.com

المربع المعنون "Current Selections" بجوار العنوان "Variable 1".

٥- اضغط على المتغير **post**، وسوف يظهر مباشرة بجوار "Variable 2".

٦- لاحظ أنه في الحالتين يظل اسم المتغيرين **pre** و **post** في الجزء العلوي الأيسر من المربع، كما يبدوان مظللين في المربع بعد اختيارهما.

٧- في حالة الخطأ يمكن الضغط على أحد الأسماء المظللة لإزالته من المربع المعنون "Current Selections".



شكل ٦-٦ مربع حوار اختبار ت لعينتين متطابقتين

٨- بعد التأكد من صحة عملية الاختيار اضغط على السهم المتجه لليمين بالقرب من وسط مربع الحوار.

٩- في المربع الكبير المسمى "Paired Variables" يجب أن تظهر عبارة – **post pre**. ويدل هذا على أنه عند حساب الفرق في الدرجات سوف يطرح SPSS المتغير **pre** من المتغير **post** (وليس العكس). وبالنسبة لأغراض الاختبار الإحصائي لا يهم أي المتغيرين نطرح من الآخر (أي أنه لا يهم أي المتغيرين نعتبر المتغير الأول "Variable 1" وأيهما المتغير الثاني "Variable 2"، والمهم هو الانتباه للمتوسطين. واختبار الدلالة يختبر الفرض بأن متوسط هذه الفروق في الدرجات (**post – pre**) في المجتمع يساوي صفرا.

١٠-اضغط على **OK** لتنفيذ الأمر.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واطبع الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر)، ويمكن استرجاع ملف Ttest3 ثم اضغط على زر *Run* لتنفيذ الأمر

T-TEST /PAIRS = POST PRE.

وكما رأينا من قبل فإن الأمر **T-TEST** في برنامج SPSS يستخدم لاختبار الفرض الصفري بأن متوسطي مجتمعين متساويان.

والأمر الفرعي **PAIRS/** يخبر SPSS أنك ترغب في إجراء اختبار 'ت' بين زوجين من الدرجات لاختبار أن المتغيرين متساويان. وبعد الأمر الفرعي **PAIRS/** يجب تحديد اسم المتغيرين اللذين ترغب في مقارنة متوسطيهما ويجب أن يفصل بينهما فاصلة أو مسافة.

النتائج

يبين شكل (٥-٧) نتائج المثال السابق كما تظهر في برنامج SPSS.

ويلاحظ أن SPSS يعطي أولا بعض الإحصاءات الوصفية (عدد الأزواج، المتوسط، الانحراف المعياري، والخطأ المعياري) لكل متغير وهما في هذه الحالة (**PRE** و**POST**). وبالإضافة إلى ذلك يحسب برنامج SPSS معامل الارتباط بين المتغيرين **PRE** و **POST** والاحتمال ذي ذيلين لاختبار الفرض الصفري بأن معامل الارتباط في المجتمع يساوي صفرا. وهذه النتائج تظهر تحت الارتباط "Correlation" و "Sig" في النصف الأعلى من النتائج. وهذا الاختبار ليس بذي أهمية غالبا لكثير من القراء في هذه المرحلة، وسوف ندرس الارتباط بطريقة مباشرة في فصل قادم من هذا الكتاب.

ويحسب اختبار 'ت' بمقارنة أزواج الدرجات أولا وذلك بحساب مجموعة من فروق الدرجات يتم فيها طرح متغير من متغير آخر (وفي هذه الحالة **POST – PRE**). ويدرج متوسط الفروق تحت عنوان "Paired Difference" وهو مساو للفرق بين متوسط المتغير **PRE** ومتوسط المتغير **POST**. ويوجد بعد هذين المتوسطين الانحراف المعياري والخطأ المعياري لفروق الدرجات، يعقبها حدود الثقة ٩٥٪ لمتوسط فروق المتغيرين في المجتمع.

وأخيرا نجد نتائج اختبار 'ت' نفسه، وقيمة 'ت' الملاحظة والمحسوبة كمتوسط

obeikandl.com

الفرق (٣,٧٥) مقسمة على خطئها المعياري (,٨٨) هي ٤,٢٨٠. ودرجات الحرية (عدد أزواج الملاحظات ناقصا واحدا)، وكذلك نجد قيمة 'ل' ذات ذيلين. لاحظ أن قيمة 'ل' المحسوبة لهذه المسألة تبلغ ",٠٠٠" وهذا لا يعني أن قيمة ألفا تبلغ فعلا صفرا. فإن SPSS يقرب قيمة 'ل' (وهي في هذه الحالة ثلاث علامات عشرية). ولذلك فإن قيمة 'ل' أقل من ,٠٠٠٥ تطبع على هذا النحو ,٠٠٠.

وللتأكد من ذلك يمكنك استخدام أي كتاب في الإحصاء لتحديد قيمة 'ت' الحرجة المرتبطة بدرجات حرية ١٩ ومستوى ألفا ,٠٠١ (وهو أقل مستوى دلالة تذكره كتب الإحصاء عادة) لاختبار ذي ذيلين، وفي هذه الحالة سوف تجد أن ت٠٠١, (١٩) = ٣,٨٨٣. وقيمة 'ت' التي حصلنا عليها أكبر من قيمة 'ت' الحرجة، ولذلك فإننا نرفض الفرض الصفري عند مستوى ,٠٠١ من الدلالة.

T-Test

Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair 1	POST	34.20	20	6.07	1.36
	PRE	30.45	20	4.02	.90

Paired Samples Correlations

		N	Correlation	Sig.
Pair 1	POST & PRE	20	.771	.000

Paired Samples Test

		Paired Differences					t
					95% Confidence Interval of the Difference		
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	Lower	Upper	
Pair 1	POST - PRE	3.75	3.92	.88	1.92	5.58	4.280

Paired Samples Test

		df	Sig. (2-tailed)
Pair 1	POST - PRE	19	.000

شكل ٦-٧ نتائج اختبار ت لعينتين متطابقتين

obeikandl.com

obeikandl.com

الفصل السابع

دراسة الفروق بين أكثر من متوسطين

تناولنا في الفصل السادس دراسة الفروق بين متوسطين باستخدام اختبار 'ت'، وننتقل في هذا الفصل إلى دراسة الفروق بين أكثر من متوسطين، أي دراسة الفروق بين متوسطات ثلاث مجموعات أو أكثر، وفي هذه الحالة نستخدم تحليل التباين لدراسة الفروق بين المتوسطات على النحو التالي:

- متغير مستقل واحد (بين المجموعات):
  - تحليل التباين الأحادي باستخدام قائمة المتوسطات.
  - تحليل التباين الأحادي باستخدام أمر Oneway.
  - تحليل التباين الثنائي باستخدام النموذج الخطي العام (GLM).
- متغير مستقل واحد (داخل المجموعات).
- تحليل التباين الثنائي باستخدام متغيرين مستقلين (أو أكثر)، وكلها بين المجموعات.
- متغيرين مستقلين (أو أكثر) باستخدام بين المجموعات وداخل المجموعات (التصميم المختلط).
- متغيرين مستقلين أو أكثر كلها داخل المجموعات (إعادة إجراء المقاييس).
- تحليل متغيرين تابعين أو أكثر (تحليل التباين المتعدد MANOVA).

المبادئ الأساسية لتحليل التباين

عندما يكون لديك ثلاث مجموعات أو أكثر من البيانات المعلمية، فقد ترغب في وضع فرض حول اختلاف متوسطات المجموعات. وفي هذه الحالة لا تستطيع استخدام اختبار 'ت' الذي استخدمناه لمقارنة متوسطي مجموعتين، ولذلك فإن تحليل التباين هو الأسلوب الإحصائي الذي يستخدم في هذه الحالة.

وكما هو واضح من التسمية فإن تحليل التباين يعني فحص التباين داخل مجموعة

obeikandl.com

كاملة من الدرجات. تخيل أن لدينا بيانات من ثلاث مجموعات مستقلة من الأفراد، ونريد أن نعرف إذا ما كان هناك فرق بين المجموعات الثلاث. فإذا لم يكن هناك فرق بين المجموعات (الفرض الصفري صحيح)، فإن هذا يعني أن هذه البيانات أتت من نفس المجتمع، و تكون متوسطات المجموعات الثلاث متساوية، وكذلك تبايناتها. وفي هذه الحالة يكون تباين كل مجموعة تقديرا لتباين المجتمع (أي أن اختلاف التباين يرجع إلى التذبذبات العشوائية بين المستجيبين، وهو ما يعرف بتباين الخطأ لأنه يرجع إلى التغيرات العشوائية في البيانات). وأفضل تقدير لتباين المجتمع في هذه الحالة هو متوسط تباينات المجموعات الثلاث. ولذلك فإننا بالنظر إلى متوسط تباين المجموعات الثلاث نستطيع تقدير تباين الخطأ.

وإذا كان الفرض الصفري صحيحا تكون متوسطات المجموعات الثلاث متساوية، ويكون تباين المتوسطات (أي مدى اختلاف المتوسطات عن بعضها البعض) صغيرا جدا. (ونتوقع في هذه الحالة أن يكون مساويا لتباين المجتمع). ويعرف تباين متوسطات المجموعات الثلاث بتباين المعالجة. ولذلك إذا كان الفرض الصفري صحيحا، ولم تختلف المجموعات الثلاث عن بعضها البعض فإن التباين بين المتوسطات (تباين المعالجة) يكون مساويا لتباين الخطأ. فإذا قسمنا تباين المعالجة على تباين الخطأ تكون الإجابة = ١,٠٠. وتعرف نتيجة قسمة تباين المعالجة على تباين الخطأ بالنسبة الفائية *"F"*.

وإذا كان الفرض الصفري غير صحيح، فإن معنى ذلك وجود فروق بين المتوسطات الثلاثة، ويكون تباين المتوسطات في هذه الحالة أكبر من تباين الخطأ. فإذا قسمنا تباين المتوسطات على تباين الخطأ، نحصل على قيمة 'ف' تزيد على ١,٠٠.

وفي تحليل التباين نقارن تباين المعالجة بتباين الخطأ لاختبار الفرض بوجود فروق دالة إحصائيا بين المتوسطات. وهناك أنواع مختلفة من تحليل التباين، ولذلك يجب اختيار نوع التحليل الذي يناسب البيانات التي لديك. فعندما ترغب في مقارنة ثلاثة مستويات أو أكثر بين المجموعات (متغير مستقل واحد ذو ثلاثة مستويات أو أكثر) فإننا نستخدم تحليل التباين الأحادي. إلا أن تحليل التباين يمكن أن يمتد لمواقف يوجد بها متغيران مستقلان أو أكثر. فقد نقيس مثلا أداء مجموعة من الأطفال يقل عمرها عن عشر سنوات، ومجموعة أخرى يزيد عمرها على عشر سنوات، في وقتين مختلفين (الثامنة صباحا، والثانية مساء). واستخدمنا أفرادا مختلفين في كل مرة، فيصبح لدينا أربع مجموعات مستقلة. وقد نريد معرفة هل يختلف الأداء تبعا لسن الفرد، وتبعا للوقت وإذا ما كان هناك تفاعل بين هذه المتغيرات. والمقصود بالتفاعل أن أثر المتغير متأثر

بالمتغير الآخر، مثال ذلك أننا قد نجد أن الفرق بين الأداء في الساعة الثامنة صباحا والساعة الثانية مساء أقل بالنسبة للأطفال الصغار منه بالنسبة للأطفال الكبار. وفي هذه الحالة سوف يُظهر تحليل التباين أن هناك تفاعلا دالا إحصائيا بين المتغيرين.

وفي المثال السابق فإن كلا المتغيرين يهتم بالفروق بين المجموعات، لأن أفراد كل مجموعة يختلفون عن أفراد المجموعات الثلاث الأخرى. ولكن تحليل التباين يمكن أن يتم أيضا داخل المجموعات (تكرار القياس على نفس المجموعة)، وهنا نستخدم نفس الأفراد في ظروف مختلفة. مثال ذلك، يكون لدينا دراسة لإعادة القياس إذا قمنا بدراسة أداء نفس الأفراد في كل عمر في الساعة الثامنة صباحا والساعة الثانية مساء.

العوامل الثابتة والعوامل العشوائية

عندما تطلب من برنامج SPSS القيام بتحليل التباين، يسألك البرنامج عادة لتحديد هوية المتغيرات المستقلة (العوامل): هل هي متغيرات ثابتة أم متغيرات عشوائية. فإذا كانت مجموعات المتغير المستقل مجموعات تكونت بالتعيين العشوائي يكون لدينا عوامل عشوائية. وتكون مستويات المتغير المستقل في هذه الحالة مستويات عشوائية تكونت بالتعيين العشوائي، ولذلك يكون المتغير متغيرا عشوائيا ويطلق عليه في تحليل التباين عاملا عشوائيا. ولكن إذا كانت مستويات المتغير المستقل مستويات ثابتة لم تتكون بالتعيين العشوائي، فإنها تكون من العوامل الثابتة، فإذا استخدمنا متغير النوع في تحليل التباين مثلا، فإن مستويات هذا المتغير (ذكورا أو إناثا) هي مستويات محددة ولا يمكن أن تكون عشوائية، ولذلك فإن متغير النوع يعتبر من العوامل الثابتة في تحليل التباين.

وإذا أردنا استخدام الطريقة اللغوية في كتابة الأوامر لعامل عشوائي يطلق عليه var1 فإن الأمر يكتب كما يلي:

/RANDOM = VAR1

ويلاحظ أن الأرقام في النتائج قد تختلف بعض الشيء في العوامل العشوائية عنها في العوامل الثابتة، حيث أن حساب الخطأ في العوامل العشوائية يختلف عن حساب الخطأ في العوامل الثابتة.

الاختبارات المسبقة والاختبارات التتبعية

قد تشير نتائج تحليل التباين إلى أن هناك فروقا دالة بين متوسطات المجموعات ولكنها لا تبين لك أين يوجد هذا الفرق. هل المجموعة الأولى تختلف عن المجموعتين الثانية والثالثة؟ هل تختلف المجموعة الثانية عن كل من المجموعتين الأولى والثالثة؟

ويمكن الإجابة على مثل هذه الأسئلة بمقارنة متوسطات المجموعات الفرعية، وهناك طريقتان للمقارنة: ويشار للطريقة الأولى بأنها طريقة المقارنات المسبقة (أو القبلية) a priori comparisons، وفي هذه الطريقة تحدد المقارنات قبل تحليل البيانات ويطلق عليها الطريقة المحددة، ويمكن في هذه الطريقة مثلا التنبؤ بأن المجموعة الثالثة تختلف اختلافا دالا إحصائيا عن المجموعة الأولى، ولكنها لا تختلف عن المجموعة الثانية. أما الطريقة الثانية فيشار إليها بالطريقة التتبعية post hoc tests، وفيها تعقد المقارنات بعد تحليل البيانات.

ويمكن الحصول على المتقابلات المسبقة، بما في ذلك المتقابلات المتعامدة، بالضغط على زر Contrasts في مربع الحوار الذي يظهر عندما نطلب تحليل التباين. وسوف نشرح كيفية القيام بذلك في الجزء التالي من هذا الفصل عندما نقوم بالعملية الأولى لتحليل التباين.

أما الاختبارات التتبعية Post hoc tests مثل اختبار دنكان Duncan's test، واختبار توكي Tukey's test واختبار شافيه Scheffe's test (وغيرها) فيمكن الحصول عليها بالضغط على زر Post Hoc في مربع الحوار السابق ذكره. ويمكن اختيار الاختبار المطلوب من قائمة تظهر في مربع الحوار. وسوف نعود إلى هذه النقطة عند القيام بتحليل التباين بين المجموعات.

مربع إيتا Eta-squared:

هذه العملية الإحصائية مقياس لقوة الأثر التجريبي التي تبين نسبة التباين، وهي تشير إلى نسبة التباين الذي يرجع إلى المتغير أو العامل التجريبي. ويمكن الحصول على هذا المقياس من مربعات الحوار التي تظهر عند القيام بتحليل التباين، وبالضغط على زر الاختيارات Options يظهر مربع حوار يمكن فيه وضع علامة صح أمام المدخل إلى تقدير حجم الأثر Estimates of Effect Size. وتضاف قيمة هذا التقدير إلى جدول نتائج تحليل التباين تحت عمود Eta Square.

اختبار التجانس (الدورية) Test of Sphericity:

كثيرا ما تتضمن نتائج تحليل التباين اختبارا للتجانس، ويظهر هذا الاختبار ما إذا كان هناك تجانس بين تباين المجموعات. وتقوم كتب الإحصاء المتقدمة عادة مثل كتاب هاول (Howell, 1992) وكتاب ستيفنز (Stevens, 1996) بشرح معنى التجانس ولعل

أبسط تعريف لهذا المفهوم هو تعريف ستيفنز إذ يقول: "هناك اختبارات مختلفة للتجانس، ولا ننصح باستخدام هذه الاختبارات" (ص ٤٦٠)، ومع ذلك فإن تفسيرا مبسطا قد يكون مفيدا. وأحد اختبارات التجانس هو اختبار موكلي Mauchly's test. وتعتبر قيم ابسلون Greenhouse-Geisser وكذلك قيم ابسلون Huynh-Feldt هي الأخرى مؤشرات فيما إذا كانت البيانات متجانسة، فإذا تحقق شرط التجانس فإننا نحصل على قيمة ابسلون Greenhouse-Geisser تساوي ١. وأسوأ قيمة يمكن الحصول عليها هي ابسلون = ١/(ك – ١)، وهي قيمة تشير إلى عدم تحقق التجانس بالمرة. وإذا كان اختبار التجانس دالا إحصائيا يمكن إجراء بعض التعديل في درجات الحرية المستخدمة في حساب متوسط المربعات. وهناك مقترحات مختلفة للتعديل الذي يمكن تطبيقه وكيف يمكن استخدام قيمة Greenhouse-Geisser ابسلون لتعديل درجات الحرية. ويذكر ستيفنز (Stevens, 1996) أننا يجب تعديل درجات الحرية من (ك – ١) إلى (ك – ١)(ن – ١) وذلك بضرب كل من هذين الحدين في ابسلون التي تخفض من درجات الحرية وهذا يعني أننا نحتاج إلى الحصول على قيمة أكبر للنسبة الفائية حتى نصل إلى الدلالة الإحصائية. ويعطي برنامج SPSS في النتائج قيمة ابسلون، ويبين في الجدول المألوف لتحليل التباين درجات الحرية، ومتوسط المربعات، وقيم ف.

أي تحليل تباين نستخدم؟

يتحدد التحليل الذي نريده بتصميم البحث. ونحتاج في معظم المواقف إلى الإجابة على سؤالين:

١- ما عدد المتغيرات المستقلة التي لدينا (واحد أم أكثر)؟

٢- عند النظر إلى كل متغير تابع على حدة هل هو متغير بين المجموعات (مجموعات مستقلة)، أم هل هو متغير داخل المجموعات (إعادة القياس)؟

وإذا كان لديك أكثر من متغير مستقل وكل المتغيرات بين المجموعات فإنك تحتاج إلى العملية الإحصائية UNIVARIATE، وإذا كان أي من المتغيرات داخل المجموعات (إعادة القياس) فإنك تحتاج إلى GLM.

وفي بعض الحالات قد يكون لديك أكثر من متغير تابع يجب تحليلها سويا، وفي مثل هذه الحالات فإنك تحتاج إلى العملية الإحصائية MANOVA ويساعد جدول (٧-١) على اتخاذ قرار بأي نوع من تحليل التباين نحتاج.

إجراء تحليل التباين

تبين الأقسام التالية كيفية الحصول على تحليل التبيـــان ANOVA لكـــل مـــن المواقف المبينة في جدول (٧-١)، وتفسير النتائج المطبوعة. ويوجد ببرنـــامج SPSS ثلاثة إجراءات منفصلة لتحليل التباين وهي:

١- تحليل التباين الأحادي Oneway

٢- UNIANOVA

٣- GLM

جدول ٧-١ اتخاذ قرار بنوع تحليل التباين المطلوب

عدد المتغيرات المستقلة	بين أو داخل المجموعات	العملية المطلوبة*
١	بين المجموعات	المتوسطات أو ANOVA أو One Way أو UNIANOVA
١	داخل المجموعات	GLM
٢ أو أكثر	كلها بين المجموعات	UNIVARIATE
٢ أو أكثر	واحد أو أكثر بين المجموعات واحد أو أكثر داخل المجموعات	GLM
٢ أو أكثر	كلها داخل المجموعات	GLM

*** إذا كان لديك متغيران تابعان أو أكثر تريد تحليلها مجتمعة استخدم MANOVA**

وإذا كان لديك متغير مستقل واحد بين المجموعات يمكن استخدام Oneway أو UNIANOVA. وإذا كان لديك متغيران مستقلان أو أكثر وكلهـــا بـــين المجموعـــات استخدم UNIANOVA. وإذا كان أي من المتغيرات داخل المجموعات فإنك تحتاج إلى GLM. وبالنسبة لكل عملية إحصائية تبين مربعات حـــوار البرنـــامج أي المتغيـــرات متغيرات تابعة، كما تحدد عدد المجموعات الفرعية. وعند الضرورة يظهـــر البرنـــامج مربع حوار آخر لتحديد أي المتغيرات داخل المجموعات وأيها بين المجموعات.

وبالنسبة لجداول تلخيص النتائج في تحليل التباين فإن العمود المعنون .Sig يبين

احتمال الحصول على قيمة F (النسبة الفائية) بالصدفة. وإذا كانت الدلالة 000. فإن هذا يعني أن مستوى الدلالة أقل من ٠٠٠٥, (أي أقل من مستوى ٠١,).

متغير مستقل واحد، بين المجموعات

يمكن الحصول على هذا النوع من تحليل التباين بطرق ثلاث. فإذا استخدمت القائمة المنسدلة المتعلقة بالفروق بين المتوسطات والتي سبق شرحها في الفصل السابق يمكنك أن تحصل على تحليل التباين الأحادي، وذلك بالضغط على زر الخيارات واختيار جدول تحليل التباين ANOVA وكذلك Eta. ويمكنك أيضا اختيار تحليل التباين الأحادي بالضغط على **Analyze** أو **(Statistics)** ثم قائمة **Compare Means**. ويمكن اختيار تحليل التباين الأحادي **UNIANOVA** من قائمة **Analyze** ثم **General Linear Model** و تعطي كل من **Oneway** و **UNIANOVA** نفس النتائج.

تحليل التباين الأحادي، باستخدام قائمة المتوسطات

وفي هذه الطريقة نستخدم تحليل التباين للمقارنة بين متوسطات عدة مجموعات فرعية، وننفذ هذه الطريقة باختيار

Analyze

Compare Means

ثم نضغط زر الاختيارات Options، ومنه نختار المربع المعنون **ANOVA Table and Eta**.

ouedkanal.com

تحليل التباين الأحادي

(متغير واحد مستقل بين المجموعات)

توجد درجة لكل فرد أو حالة في تحليل التباين الأحادي في متغيرين: العامل (أي المتغير المستقل) والمتغير التابع (أي المحك). ويقسم العامل أفراد العينة إلى مجموعتين أو أكثر، بينما يميز المتغير التابع بين الأفراد في صفة من الصفات الكمية. وتختبر النسبة الفائية في تحليل التباين الأحادي ما إذا كانت متوسطات المجموعات مختلفة عن بعضها البعض اختلافا دالا إحصائيا. ويجب أن يتوفر في ملف البيانات في برنامج SPSS لإجراء تحليل التباين درجة لكل حالة في العامل (تواجد في إحدى المجموعات) ودرجة في المتغير الكمي التابع.

ويمكن استخدام تحليل التباين الأحادي في واحدة من الدراسات التالية:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية

أسس تحليل التباين الأحادي:

نجري تحليل التباين لاختبار الفروق بين متوسطات المجموعات المختلفة في المتغير التابع. وإذا كان تحليل التباين العام دالا إحصائيا وكان للعامل أكثر من مجموعتين أو مستويين يجب إجراء اختبار تتبعي كما سبق ذكره. ويقوم الاختبار التتبعي بعقد مقارنات زوجية بين المتوسطات. مثال ذلك إذا كان للعامل ثلاثة مستويات فمن الممكن عقد ثلاثة أزواج من المقارنات: مقارنة بين متوسطي المجوعتين ١ و٢، ومقارنة بين متوسطي المجموعتين ٢ و٣، ومقارنة بين متوسطي المجموعتين ١ و٣. ويطلق SPSS على هذه الاختبارات التتبعية (Post hoc multiple comparisons).

مسلمات تحليل التباين:

المسلم رقم ١: *المتغير التابع موزع توزيعا اعتداليا في المجتمعات الأصلية وفي أي*

o.perkandi.com

مستوى من مستويات المتغير المستقل (العامل).

ويتطلب هذا المسلم أن يكون توزيع المتغير التابع توزيعا اعتداليا في جميع مستويات المتغير المستقل. وفي العينات المتوسطة والكبيرة يمكن انتهاك هذا المسلم مع الحصول على نتائج دقيقة نسبيا. ويمكن اعتبار حجم العينة التي يبلغ عدد أفرادها ١٥ فردا في كل مجموعة عينة كبيرة بشكل كاف للحصول على قيم 'ل' تتصف بالدقة. ويمكن أن يحتاج الأمر إلى عينات أكبر للحصول على نتائج دقيقة إذا ابتعد توزيع المجتمع ابتعادا كبيرا عن التوزيع الاعتدالي.

المسلم رقم ٢: *تباينات المتغير التابع للتوزيعات المذكورة في المسلم رقم ١متساوية.*

إذا انتهك هذا المسلم مع اختلاف أحجام العينات تصبح نتائج تحليل التباين الأحادي موضع شك. وحتى إذا تساوت أحجام العينات يجب الشك في نتائج الاختبارات التتبعية (post hoc) إذا اختلفت تباينات المجتمع.

المسلم رقم ٣: *أفراد العينات مسحوبة بشكل عشوائي من المجتمع كما أن درجات المتغير التابع مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي تحليل التباين الأحادي نتائج غير صحيحة إذا انتهك هذا المسلم.

حجم الأثر:

يعطي برنامج SPSS ضمن نتائج تحليل التباين قيمة مربع إيتا التي تمثل حجم الأثر، وذلك عند طلب هذا الاختبار ضمن الاختيارات.

تنفيذ تحليل التباين الأحادي:

سوف نستخدم المثال التالي في تحليل التباين الأحادي.

يعتقد بعض الباحثين المتخصصين في النوم أن النوم الخفيف قد يكون له من الناحية النمائية قيمة وقائية. وقد أشارت البحوث السابقة أن الأفراد القلقين أو الواقعين تحت ضغوط تقل فترات نومهم العميق وتزداد فترات نموهم الخفيف (لأن الفرد عادة ما يستيقظ بسهولة لأقل صوت في البيئة أثناء النوم الخفيف). وقد قام باحث متخصص في 'التعلق' بإجراء بحث ليدرس آثار أنماط التعلق الآمن، والتعلق القلق، والتعلق التجنبي، على سيكولوجية النوم. وقد افترض الباحث أن الأطفال ذوي أنماط التعلق القلق (وربما التجنبي) يمرون بفترات نوم مضطربة أكثر من الأطفال ذوي النمط الآمن لأنهم يشعرون بمسئولياتهم عن مراقبة البيئة الخارجية وتنظيم المسافة بينهم وبين المسئولين عن

openkanal.com

رعايتهم. وقد يجد مثل هؤلاء الأطفال صعوبة في النوم في غياب راعيهم وبذلك يصبح نومهم خفيفا لحاجتهم إلى الشعور بوجود راع بجانبهم طول الوقت. والنوم العميق في هذه الحالة قد يهدد رابطة التعلق وبالتالي يكون خطرا على الطفل. وقد لوحظت أنماط النوم في عشرة أطفال آمنين، وعشرة أطفال قلقين، وعشرة أطفال تجنبيين في سن الخامسة من عمرهم. وكان من المهم لدى الباحث معرفة النسبة المئوية للوقت الذي قضاه كل طفل في نوم عميق (delta). وقد افترض الباحث أن الأطفال غير الآمنين في تعلقهم براعيهم الأساسي يقضون فترة نوم أقل في النوم العميق مقارنة بأقرانهم الآمنين. ويبين جدول ٦-١ متوسط فترات النوم التي قضاها كل طفل في نوم عميق (delta) معبرا عنه بالنسبة المئوية من الفترة الكلية للنوم (لأنماط التعلق الثلاثة: الآمن = ١، والقلق = ٢، والتجنبي = ٣).

ونجري في هذه المشكلة اختبار الفرض الصفري بأنه (في المتوسط) لا توجد فروق في النسبة المئوية لكمية النمو العميق بين الأنماط الثلاثة (الآمن والقلق والتجنبي) من مجتمع الأطفال. أي أن:

الفرض الصفري: النوم العميق لمجتمع الطفل الآمن = النوم العميق لمجتمع الطفل القلق = النوم العميق لمجتمع الطفل التجنبي

ويشار أحيانا لاختبار الفرض الصفري من هذا النوع بأنه اختبار شامل Omnibus ويستخدم تحليل التباين الأحادي لاختبار هذا الفرض.

الاختبارات التتبعية:

رفض الفرض الصفري في تحليل التباين يشير إلى أن متوسطات المجتمعات موضع الاختبار ليست متساوية. ولكن لا تدل على أي المتوسطات يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن المتوسطات الأخرى. ولذلك يجب القيام باختبار الفروق بين المتوسطات في مقارنات متعددة يطلق عليها الاختبارات التتبعية post-hoc أو posteriori. مثل اختبار شافيه 'Schaffe أو اختبار توكي Tukey HSD أو اختبار ستودنت نيومان كولز Student-Newman-Keuls. وسوف نستخدم في المشكلة الحالية اختبار توكي[١]

[١] يوجد عدد كبير من الاختبارات التتبعية في برنامج SPSS ويعتبر اختبار 'Schaffe أكثرها تحفظا، واختبار LSD أكثرها تساهلا ويفضل كثير من الإحصائيين استخدام اختبار توكي Tukey HSD لأنه يقع موقعا وسطا بين التحفظ والتساهل.

لاختبار الفروق بين جميع أزواج المتوسطات المحتملة.

المقارنات ا لمحددة:

هناك طريقة أخرى لعمل المقارنات المتعددة في تحليل التباين وهو وضع فروض محددة يحدد فيها مسبقا أي تجمع من المتوسطات يختلف عن غيره من المتوسطات أو تجمع المتوسطات. وتعرف هذه الاختبارات بالمقارنات المحددة *planned comparisons* أو المقارنات القبلية المتعددة *a priori multiple comparisons*.

وفي مثالنا السابق نختبر فرقين. ولكل فرق نختبر فرضا صفريا مختلفا. إذ نختبر أولا الفرض الصفري أن متوسط النسب المئوية للوقت المستغرق في النوم العميق بالنسبة لمجتمع الأطفال الآمنين يساوي متوسط متوسطي مجتمعي الأطفال القلقين والأطفال التجنبيين. ومن الناحية الرياضية فإن الفرض الصفري

$$\textbf{الفرض الصفري}: \quad \text{متوسط النوم العميق لمجتمع الأطفال الآمنين} = \frac{\text{متوسط النوم العميق لمجتمع الأطفال القلقين} + \text{متوسط النوم العميق لمجتمع الأطفال التجنبيين}}{٢}$$

ومعاملات التقابل المناسبة لهذه المشكلة هي

- ٢- للمجموعة الآمنة (attstyle = 1)
- ١ للمجموعة القلقة (attstyle = 2)
- ١ للمجموعة التجنبية (attstyle = 3)

لاحظ أنه كان من الممكن تماما أن نعكس جميع العلامات واستخدام المعاملات ٢، -١، -١ على التوالي.

وبالنسبة للتقابل الثاني نريد أن نختبر الفرض الصفري بأن متوسط النسبة المئوية للوقت المستغرق في النوم العميق لمجتمع الأطفال ذوي النمط القلق مساو لمتوسط النسبة المئوية للوقت المستغرق في النوم العميق لمجتمع الأطفال ذوي النمط التجنبي.

الفرض الصفري: متوسط النوم العميق لمجتمع الأطفال القلقين = متوسط النوم العميق لمجتمع الأطفال التجنبيين

والمعاملات المناسبة لأنماط التعلق (attstyles) ١ إلى ٣، هي على التوالي صفر، ١، -١.

ونختبر في هذا المثال تقابلين فقط، وهما متعامدين. إلا أنه ليس من الضروري أن تكون التقابلات المحددة في SPSS متعامدة، وليس هناك حدود للعدد الذي يمكن تحديده في تحليل معين.

تحليل البيانات:

أدخل بيانات جدول رقم (٧-٢) في الأعمدة الثلاثة الأولى من محرر البيانات طبقا للطريقة المذكورة في الفصل الثالث. وسمي المتغيرات subject و attstyle و delta. ويمكن إدخال البيانات مباشرة من الأسطوانة المرنة ملف Delta.sav.

جدول ٧-٢ أنماط النوم

الطفل	نمط التعلق	نوم عميق		الطفل	نمط التعلق	نوم عميق
١	١	٢١		١٦	٢	١٤
٢	١	٢١		١٧	٢	٢٠
٣	١	٢٥		١٨	٢	١٣
٤	١	٢٣		١٩	٢	١٤
٥	١	٢٤		٢٠	٢	١٩
٦	١	٢٣		٢١	٣	١٨
٧	١	٢٣		٢٢	٣	٢٠
٨	١	٢٢		٢٣	٣	١٨
٩	١	٢٢		٢٤	٣	١٩
١٠	١	٢٢		٢٥	٣	١٧
١١	٢	١٧		٢٦	٣	١٧
١٢	٢	١٧		٢٧	٣	١٥
١٣	٢	١٥		٢٨	٣	١٦
١٤	٢	١٥		٢٩	٣	١٧
١٥	٢	١٥		٣٠	٣	١٨

obeikandl.com

طريقة التأشير والضغط:

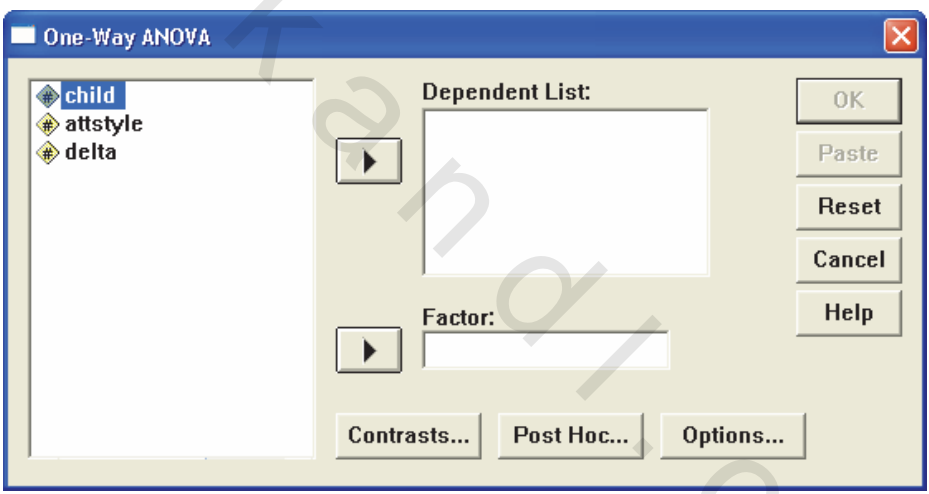
١- اضغط على **Statistics** (الإصدار رقم ٨) أو **Analyze** (الإصدارات من رقم ٩ إلى رقم ١٢) في شريط القوائم.

٢- اضغط على **Compare Means**.

٣- من القائمة المنسدلة الناتجة اضغط على **One-Way ANOVA**.

٤- تؤدي هذه العملية إلى ظهور مربع حوار شبيه بالموجود في شكل (٧-١). وهذا المربع شديد الشبه بالمربع الذي رأيناه في 'اختبار ت للمجموعات المستقلة' كما ناقشناه في الفصل الخامس. وسوف ترى أن قائمة المتغيرات مدونة في الجزء الأيسر من هذا المربع.

٥- انقل متغير (أو أكثر) إلى مربع الحوار المعنون "Dependent List" لاختيار المتغيرات التابعة.



شكل ٧-١ مربع حوار لإجراء تحليل التباين الأحادي

٦- اضغط على **delta** (المتغير التابع في المشكلة التي نحن بصددها) في المربع الأيسر لاختيار هذا المتغير.

٧- اضغط على السهم المتجه نحو "Dependent List"، وسوف تلاحظ أن المتغير **delta** يختفي من المربع الأيسر ويعود للظهور في المربع الأيمن الذي توضع به المتغيرات التابعة.

obeikandl.com

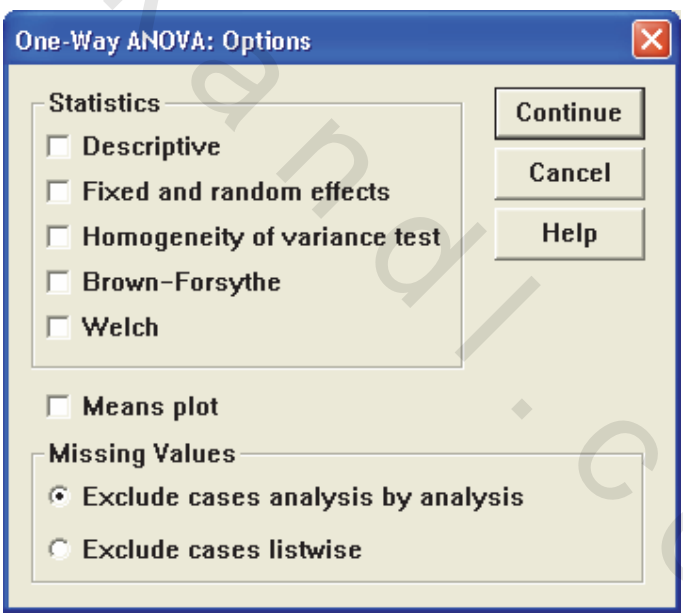
٨- انقل أحد المتغيرات إلى المربع المعنون "Factor" لتعريف المجموعات التي ترغب في مقارنتها (أي اختيار المتغير المستقل).
٩- اضغط على المتغير **attstyle** (المتغير المستقل في المشكلة لاختياره ثم اضغط على السهم المتجه نحو المربع المعنون "Factor" لنقله إلى هناك، وسوف تلاحظ أن الاسم **attstyle** يظهر تحت العامل.
١٠-إذا أردت أن يطبع SPSS المتوسطات والإحصاءات الوصفية الأخرى مع نتائج اختبار F (وهذا غالبا ما تريده) فعليك القيام بخطوة أخرى.
١١-في مربع الحوار (شكل ٧-١) اضغط على **Options** وسوف يظهر مربع حوار آخر (شكل ٧-٢).
١٢-اضغط على المربع الموجود تحت "Statistics" بجوار "Descriptive"، ثم اضغط على **Continue** للعودة إلى المربع السابق.
١٣-إذا كنت ترغب فقط في إجراء تحليل التباين الشامل لاختبار الفرض الصفري بتساوي متوسطات المجتمعات الثلاثة، يكون الأمر قد انتهى بالنسبة لك.
١٤-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.
١٥-إذا كنت ترغب في إجراء اختبار المقارنات المتعددة باستخدام الاختبارات التتبعية *post-hoc* أو المقارنات (المتقابلات) المرسومة، اتبع التعليمات الموجودة في القسمين التاليين قبل الضغط على **OK**.

الاختبارات التتبعية: لإجراء الاختبارات التتبعية حدد متغيراتك في برنامج SPSS كما سبق أن ذكرنا في القسم السابق ثم اضغط على الزر المعنون **Post Hoc** في أسفل مربع الحوار(شكل ٦-١)، وتؤدي هذه العملية إلى ظهور مربع حوار آخر (انظر شكل ٧-٣) يحتوي على قائمة بالاختبارات المتوفرة. وإذا كنت ترغب في مقارنات متعددة بسيطة، فإن أكثرها شيوعا هي Student-Newman-Keuls (وهو موجود تحت عنوان "S-N-K" واختبار توكي تحت عنوان "Tukey". اضغط على المربع المجاور للاختبار أو الاختبارات التي ترغب أن يقوم بها SPSS ثم اضغط على **Continue** للعودة إلى مربع الحوار (شكل ٧-١) ثم اضغط على **OK** لإجراء التحليل.

ويوجد في جزء قادم من هذا الفصل اختبار Tukey HSD.

المقارنات (المتقابلات) المحددة: لإجراء المقارنات أو المتقابلات المحددة اتبع الخطوات التالية:

١- حدد المتغيرات أولا كما سبق أن شرحنا.
٢- اضغط على الزر المعنون **Contrasts** في أسفل مربع الحوار المبين في شكل (٧-١). ويؤدي هذا إلى ظهور مربع حوار جديد كالمبين في شكل (٧-٤).
٣- بالنسبة للتقابل الأول في مشكلتنا نريد استخدام المعاملات -٢، ١، ١ بهذا الترتيب للمجموعات ١، ٢، ٣ للمتغير **attstyle**.
٤- لتحديد هذه المعاملات اضغط على المربع الموجود إلى يمين "Coefficients" واكتب رقم معامل المجموعة الأولى (الأدنى رقما)، وهو في هذه الحالة -٢.
٥- اضغط على الزر المعنون **Add** لإضافة هذا المعامل إلى قائمة العوامل (وهي المبينة في المربع الموجود إلى اليمين من الزر **Add**).
٦- اضغط على مربع المعاملات "Coefficients Box" مرة أخرى واكتب معامل المجموعة الثانية (في هذا المثال اكتب ١)، ثم اضغط مرة أخرى على **Add**.



شكل ٧-٢ خيارات تحليل التباين الأحادي

٧- أخيرا اضغط على مربع المعاملات ثانية ثم اكتب ١ (المعامل الأخير)، واضغط

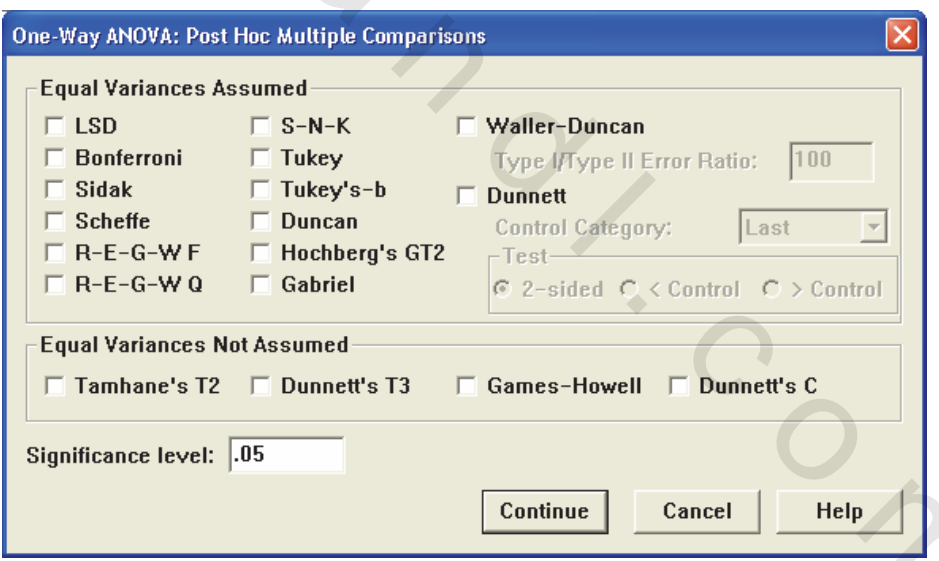
على **Add**.

٨- تظهر الآن قائمة بها العوامل الثلاثة التي أضفتها في المربع الواقع على يمين الزر **Add**: -٢، ١، ١، من أعلى إلى أسفل.

٩- إذا كان هذا هو التقابل الوحيد التي تريد اختباره اضغط على **Continue** لتعود إلى مربع الحوار الرئيسي في تحليل التباين الأحادي (شكل ٧-١).

١٠-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.

إلا أننا في هذا المثال نريد اختبار تقابل ثان أيضا. وبعد تحديد المعاملات للتقابل الأول كما وصفناه منذ قليل اضغط على **Next** إلى اليمين من عبارة "Contrast 1 of 1". وسوف تتغير هذه العبارة إلى "Contrast 2 of 2"، وهو التقابل الذي سوف تحدده الآن. وسوف تجد أن المربع الذي يحتوي على التقابل الأول قد أصبح فارغا. كرر الإجراء الذي سبق ذكره من قبل لإدخال المعاملات (صفر، ١،١) في هذا الترتيب. وبعد إدخال هذه المعاملات اضغط على **Continue** للعودة إلى مربع الحوار الرئيسي في تحليل التباين الأحادي، ثم اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.



شكل ٧-٣ اختبارات المقارنات المتعددة لتحليل التباين الأحادي

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكن استرجاع ملف Delta، ثم اضغط على*Run* لتنفيذ الأمر.

```
ONEWAY /VARIABLES = DELTA BY ATTSTYLE
       /STATISTICS = DESCRIPTIVES.
```

والأمر **ONEWAY** في برنامج SPSS واحد من أوامر متعددة للقيام بتحليل تباين أحادي. ونحن نستخدم **ONEWAY** لأن له عدة أوامر فرعية مفيدة لإجراء اختبارات المقارنات المتعددة، كما هو موضح في أقسام تالية.

والأمر الفرعي **VARIABLES/** متطلب أساسي لتحديد المتغيرات التي تستخدم في التحليل. وبعد الأمر الفرعي **VARIABLES/** يجب كتابة أسماء المتغير أو المتغيرات التابعة التي تريد اختبار متوسطاتها بالنسبة لكل مستوى من مستويات المتغير المستقل. وفي هذه المشكلة **DELTA** هو المتغير التابع. وبعد كتابة اسم المتغير التابع يجب أن تكتب كلمة **BY** ثم تكتب اسم المتغير المستقل. والمتغير المستقل في هذه المشكلة هو **ATTSTYLE**.

أما الأمر الفرعي **STATISTICS = DESCRIPTIVES/** فيخبر SPSS بعمل إحصاء وصفي بالإضافة إلى اختبار F. وتتضمن الإحصاءات الوصفية حجم العينة والمتوسط والانحراف المعياري والخطأ المعياري وحدود الثقة ٩٥٪ للمتوسط (قيم الحد الأدنى والحد الأقصى) لكل مجموعة.

الاختبارات التتبعية: في مثالنا السابق اخترنا اختبار توكي لعمل مقارنات زوجية بين متوسطات المجموعات. ولتحديد هذا في الأمر **ONEWAY** يجب تعديل الأمر على النحو التالي (انظر ملف Delta2):

```
ONEWAY /VARIABLES = DELTA BY ATTSTYLE
       /STATISTICS = DESCRIPTIVES
       /RANGES = TUKEY.
```

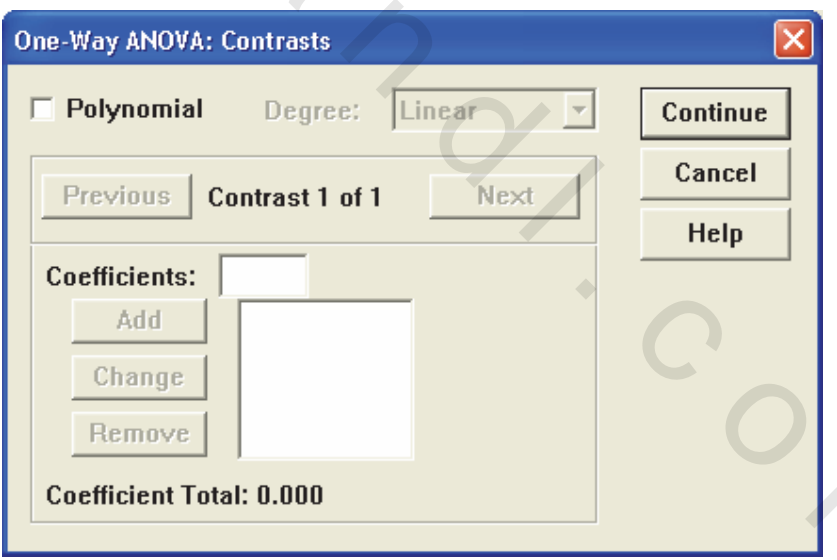

obeikandl.com

اختبار المدى المتعدد لدنكن	**/RANGES = DUNCAN**
اختبار ستيودنت نيومان كولز	**/RANGES = SNK**
اختبار شافيه	**/RANGES = SCHAFFE**
اختبار أقل فرق دال	**/RANGES = LSD**

المتقابلات المحددة: لإجراء اختبارات المتقابلات يجب تحديد معاملات المجموعات باستخدام الأمر الفرعي **/CONTRAST**. وبعد كل أمر فرعي ضع معامل التقابل المطلوب بالترتيب من أدنى رقم للمجموعات إلى أعلى رقم. ويمكنك كتابة أي عدد من هذا الأمر الفرعي لكل أمر تحليل تباين **ONEWAY** (انظر ملف Delta3).

```
ONEWAY  /VARIABLES DELTA  BY  ATTSTYLE
        /CONTRAST  -2   1   1
        /CONTRAST   0   1  -1.
```

والأمر **ONEWAY /VARIABLES DELTA BY ATTSTYLE** مطابق للأمر السابق استخدامه في المشكلة التي نحن بصددها.



شكل ٧-٤ مربع حوار المتقابلات المحددة

النتائج:

يبين شكل (٧-٥) النتائج التي يعطيها SPSS للتحليل الشامل.

وبعد إعطاء بعض الإحصاءات الوصفية توجد نتائج تحليل التباين. ويبين الشكل (٧-٥) ثلاثة مصادر للتباين:

- بين المجموعات "Between Groups" (وهو التباين الذي يرجع لأثر المتغير المستقل: الفروق بين المجموعات نتيجة لنمط التعلق).
- والتباين داخل المجموعات "Within Groups" (وهو التباين الذي يعكس الأخطاء العشوائية).
- المجموع "Total".

ويحدد SPSS لكل مصدر من المصادر درجات الحرية، ومجموع المربعات، ومتوسط المربعات (مجموع المربعات مقسوما على درجات الحرية).

وتوجد النسبة الفائية F ratio بعد ذلك في الجدول وهذه تحسب بتقسيم متوسط المربعات بين المجموعات على متوسط المربعات داخل المجموعات. والنسبة الفائية في مثالنا تبلغ ٤١,٤٢٥، وتبلغ قيمة 'ل' ("Sig.") المرتبطة بهذه النسبة 000.، (وكما سبق أن ذكرنا لا يعني ذلك أن مستوى الدلالة يبلغ صفرا، ولكن معناه أن قيمة 'ل' تقل عن ٠٠٠٥, وقد قربت إلى ٠٠٠,). ولذلك فإننا نرفض الفرض الصفري ونستنتج أن أنماط التعلق الثلاثة تختلف بالنسبة لمتوسط فترات النوم العميق (delta).

الاختبارات التتبعية

يعطينا SPSS نتائج اختبار توكي بطريقتين مختلفتين، كما هو مبين في شكل (٧-٦).

وكل صف من الصفوف الستة للجزء العلوي من الجدول يمثل مقارنة بين مجموعتين، مثال ذلك، أن الصف الأول يقارن بين مجموعة ١ ومجموعة ٢. والواقع أن كل مقارنة تظهر مرتين لأن المقارنة بين ١ و ٢ (الصف الأول) هي نفسها المقارنة بين ٢ و ١ (الصف الثالث). وعلى أي حال فإنه بالنسبة لكل زوج من المقارنات يطبع SPSS الفرق بين المتوسطين (مثال ذلك ٦,٧٠ أو -٦,٧٠ بالنسبة لمجموعة ١ في مقابل المجموعة ٢)، ومعها يوجد الخطأ المعياري، وقيمة 'ل' ("Sig.")، وحدود الثقة. وفي هذا المثال توجد فروق دالة إحصائيا بين مجموعة ١ ومجموعة ٢ (قيمة 'ل' = ٠٠٠,

obeikandi.com

وهذا يعني أنها أقل من ٠٠٠٥,٠ كما أن مجموعة ١ ومجموعة ٣ تختلفان عن بعضهما البعض اختلافا دالا إحصائيا (وهنا أيضا نجد أن قيمة 'ل' تبلغ ٠٠٠,). إلا أن مجموعة ٢ لا تختلف اختلافا دالا إحصائيا عن مجموعة ٣ ('ل' = ١١٣,).

Oneway

Descriptives

DELTA

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
1	10	22.60	1.265	.400	21.70	23.50	21	25
2	10	15.90	2.283	.722	14.27	17.53	13	20
3	10	17.50	1.434	.453	16.47	18.53	15	20
Total	30	18.67	3.346	.611	17.42	19.92	13	25

ANOVA

DELTA

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	244.867	2	122.433	41.425	.000
Within Groups	79.800	27	2.956		
Total	324.667	29			

شكل ٧-٥ نتائج تحليل التباين الأحادي

ويظهر في الجزء الثاني من النتائج هذه المعلومات بطريقة أخرى، إذ تحدد المجموعات الفرعية ذات المتوسطات المتجانسة، أي المتوسطات التي لا تختلف عن بعضها البعض اختلافا دالا إحصائيا. وتظهر المجموعات في ترتيب من المجموعة ذات المتوسط الأدنى (المجموعة الثانية في هذه الحالة) إلى المجموعة ذات المتوسط الأكبر (المجموعة الأولى). وإلى اليمين من ذلك يوجد عمودان بهما المتوسطات الفعلية مجمعة في مجموعتين فرعيتين: وتحتوي المجموعة الفرعية الأولى على المجموعتين ٢ (المتوسط = ١٥,٩٠) و٣ (المتوسط = ١٧,٥٠)، في حين أن المجموعة الفرعية الثانية تحتوي على المجموعة ١ فقط (المتوسط = ٢٢,٦٠). وهذا يشير إلى أن المجموعتين ٢ و٣ مجموعتان فرعيتان متجانستان لا يختلف متوسطاهما عن بعضهما البعض اختلافا دالا إحصائيا. إلا أن المجموعة ١ توجد بمفردها في مجموعة فرعية، وهذا يشير إلى أن متوسطها يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن متوسطي المجموعة الفرعية الأولى. أي أن متوسط المجموعة القلقة (مجموعة ٢) ومتوسط المجموعة التجنبية (مجموعة ٣) لا

يختلفان اختلافا دالا إحصائيا عن بعضهما البعض، ولكن كلا منهما يختلف اختلافــا دالا إحصائيا عن المجموعة الآمنة (مجموعة ١).

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: DELTA

	(I) ATTSTYLE	(J) ATTSTYLE	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Tukey HSD	1	2	6.70*	.769	.000	4.79	8.61
		3	5.10*	.769	.000	3.19	7.01
	2	1	-6.70*	.769	.000	-8.61	-4.79
		3	-1.60	.769	.113	-3.51	.31
	3	1	-5.10*	.769	.000	-7.01	-3.19
		2	1.60	.769	.113	-.31	3.51

*. The mean difference is significant at the .05 level.

Homogeneous Subsets

DELTA

	ATTSTYLE	N	Subset for alpha = .05		
			1	2	3
Student-Newman-Keuls[a]	2	10	15.90		
	3	10		17.50	
	1	10			22.60
	Sig.		1.000	1.000	1.000
Tukey HSD[a]	2	10	15.90		
	3	10	17.50		
	1	10		22.60	
	Sig.		.113	1.000	

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 10.000.

شكل ٧-٦ اختبارات توكي للمقارنات المتعددة

obeikandi.com

المقارنات والمتقابلات المحددة:

عندما نطلب من SPSS القيام بمقارنات محددة تظهر النتائج المطبوعة في شكل (٧-٧) بالإضافة إلى نتائج تحليل التباين التي سبق ذكرها. إذ يعطي SPSS مصفوفة من النتائج المتقابلة (وهذه تذكرة بالمعاملات المعطاة لكل مجموعة بالنسبة لكل اختبار)، وهذه يتبعها اختبارات الدلالة لكل تقابل. ويوجد اختبارا دلالة لكل تقابل تحت عنوان "التباين متساو Assumed equal variance" وعنوان "التباين غير متساو Does not assume equal variance" على التوالي. والاختبار المستخدم عادة هو الاختبار الذي يوجد تحت عنوان "التباين متساو". وفي هذا الاختبار يقوم عنصر الخطأ في كل تقابل على متوسط المربعات داخل المجموعات في تحليل التباين (MS_{within}).

ويطبع SPSS لكل تقابل:

١- قيمة التقابل ذاتها، وهي قيمة مبنية على تجمع خطي بين معاملات التقابل ومتوسطات العينة تحت عنوان قيمة التقابل "Value of Contrast".
٢- الخطأ المعياري.
٣- قيمة ت المحسوبة.
٤- درجات حرية الخطأ للاختبار.
٥- والقيمة الاحتمالية ذات ذيلين (قيمة 'ل').

وفي هذا المثال نجد أن التقابل الأول الذي يقارن بين المجموعة ١ والمجموعتين ٢ و٣ دال إحصائيا (ت = -٨,٨٦١ عند درجات حرية ٢٧، ل = ,٠٠٠). والتقابل الثاني بين المجموعة ٢ والمجموعة ٣ دال إحصائيا أيضا (ت = -٢,٠٨١، ل = ,٠٤٧). وتستخدم بعض المعاملات التي تحسب يدويا اختبار ف بدلا من اختبار ت، إلا أن اختبار ت الناتج عن عمليات SPSS تعطي نتائج مطابقة لنتائج تلك الاختبارات. وما علينا في كل اختبار إلا أن نربع قيمة ت المحسوبة في SPSS لنحصل على قيمة ف المناظرة.

Contrast Coefficients

Contrast	ATTSTYLE		
	1	2	3
1	-2	1	1
2	0	1	-1

Contrast Tests

		Contrast	Value of Contrast	Std. Error	t	df	Sig. (2-tailed)
DELTA	Assume equal variances	1	-11.80	1.332	-8.861	27	.000
		2	-1.60	.769	-2.081	27	.047
	Does not assume equal variances	1	-11.80	1.169	-10.094	23.237	.000
		2	-1.60	.852	-1.877	15.144	.080

شكل ٧-٧ معاملات واختبارات التقابل

obeikandl.com

obeikandl.com

الفصل الثامن

تحليل التباين الثنائي بين المجموعات

(المجموعات المستقلة ANOVA)

يجب أن يكون لكل فرد في العينة في تحليل التباين الثنائي درجات في ثلاثة متغيرات: العاملان والمتغير التابع. ويقسم كل عامل الحالات إلى مستويين أو أكثر، أما المتغير التابع فإنه يصف الحالات على طول متغير كمي. ويطبق اختبار 'ف' على المؤثرات الرئيسية للعاملين وعلى التفاعل بين هذين العاملين. ويمكن القيام باختبارات تتبعية لاختبار الفروض الخاصة إذا كانت المؤثرات الرئيسية أو التفاعل أو كليهما دالا إحصائيا.

ويستخدم تحليل التباين الثنائي في الحالات التالية:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية.

أسس تحليل التباين الثنائي:

الاختبارات الأولى التي تجرى في تحليل التباين الثنائي هي الاختبارات العامة أو الشاملة للمؤثرات الرئيسية والتفاعل. وتختبر هذه الاختبارات العامة الفروض المتعلقة بما يلي:

- **المؤثر الرئيسي الأول:** اختلاف متوسطات المتغير التابع في المجتمع بالنسبة لمستويات العامل الأول مع تثبيت مستويات العامل الثاني.
- **المؤثر الرئيسي الثاني:** اختلاف متوسطات المتغير التابع في المجتمع بالنسبة لمستويات العامل الثاني مع تثبيت مستويات العامل الأول.

obeikandl.com

- **مؤثرات التفاعل:** اختلاف متوسطات المتغير التابع في المجتمع بين مستويات العامل الأول كدالة لمستويات العامل الثاني.

وإذا كان واحد أو أكثر من المؤثرات العامة دالا إحصائيا تجرى اختبارات تتبعية متنوعة. ويتوقف اختيار الاختبار التتبعي على أين توجد الفروق الدالة. فإذا كانت الدلالة في تفاعل المؤثرات يمكن إجراء الاختبارات التتبعية لتقويم المؤثرات الرئيسية البسيطة، أو المقارنات التفاعلية أو كليهما. واختيار الاختبار المطلوب يتوقف على أيها أنسب للفروض التي يجري اختبارها.

ويمكن تقويم عدد من المؤثرات الرئيسية البسيطة ويتوقف ذلك على فروض البحث: الفروق في متوسطات المجتمع بين مستويات العامل الأول وذلك بالنسبة لكل مستوى من مستويات العامل الثاني. كما يمكن تقويم الفروق في المتوسطات بين مستويات العامل الثاني لكل مستوى من مستويات العامل الأول. وإذا كان أي من هذه المؤثرات البسيطة دالا إحصائيا وكان هناك أكثر من متوسطين، فإن الأمر يحتاج إلى اختبارات إضافية تشتمل على مقارنات زوجية لتقويم الفروق بين أزواج المتوسطات.

ويمكن إجراء مقارنات بين المتغيرات المتفاعلة بدلا من المؤثرات البسيطة أو بالإضافة إليها. وتتكون أبسط المقارنات بين التفاعلات على أربعة متوسطات ويشار إليها بالمقارنات الرباعية. وتختبر المقارنات الرباعية إذا ما كانت الفروق في متوسطات المجتمع بين مستويين من مستويات العامل الأول تختلف بالنسبة لمستويين من مستويات العامل الثاني.

وإذا كان التفاعل غير دال فإن الانتباه يتحول إلى المؤثرات الرئيسية. فإذا كانت المؤثرات الرئيسية لعامل له أكثر من مستويين دالة يجب القيام باختبارات تتبعية. والغرض من هذه الاختبارات التتبعية معرفة ما إذا كانت هناك فروق بين متوسطات مستويات هذا العامل بعد تثبيت متوسطات العامل الثاني. وغالبا ما تتضمن هذه الاختبارات التتبعية مقارنة متوسطات أزواج مستويات العامل الذي ظهرت فروق دالة في مؤثراته الرئيسية.

مسلمات تحليل التباين الثنائي:

المسلم الأول: أن يكون *المتغير التابع موزع توزيعا اعتداليا بالنسبة لكل المجتمعات المتضمنة في التحليل.*

وتعرف هذه المجتمعات بعدد خلايا مستويات العاملين. مثال ذلك إذا كان تحليل التباين الثنائي يتكون من ٢ × ٣ من المستويات، يكون لدينا ست خلايا، وعلى ذلك فإن المسلم يتطلب أن يكون توزيع المتغير التابع اعتداليا في المجتمع في جميع الخلايا الست. وإذا لم تكن التوزيعات اعتدالية يمكن لتحليل التباين الثنائي إعطاء نتائج دقيقة بشكل معقول إذا كانت أحجام العينة متوسطة أو كبيرة. وفي معظم الحالات يمكن اعتبار العينات التي تتكون من ١٥ حالة في كل مجموعة كبيرة بشكل كاف لإجراء التحليل والحصول على قيم دالة إحصائيا. وقد يتطلب الأمر عينات أكبر للحصول على نتائج صادقة إذا ابتعدت توزيعات المجتمع كثيرا عن التوزيع الاعتدالي.

المسلم رقم ٢: *تتساوى تباينات المتغير التابع في جميع الخلايا.*

لا يجب الثقة في نتائج تحليل التباين الثنائي إذا انتهك هذا المسلم وكانت أعداد العينات غير متساوية في الخلايا، وبالإضافة إلى ذلك يجب عدم الثقة في الاختبارات التتبعية التي تتطلب تساوي التباين إذا اختلفت تباينات المجتمع.

المسلم رقم ٣: *الحالات عبارة عن عينات عشوائية من المجتمعات التي سحبت منها كما أن درجات المتغير التابع مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي تحليل التباين الثنائي نتائج غير دقيقة إذا انتهك مسلم الاستقلالية.

حجم الأثر:

يعطي النموذج الخطي العام مؤشرا لحجم الأثر تحت عنوان مربع إيتا وهذه القيمة عبارة عن مربع ارتباط جزئي ($\text{Partial } \eta^2$). ويتراوح هذا المعامل بين صفر وواحد. ويفسر هذا الارتباط الجزئي على أنه نسبة تباين المتغير التابع التي ترتبط بمصادر التباين للمؤثرات الرئيسية أو مؤثرات التفاعل، مع استبعاد مصادر التباين الرئيسية أو مصادر التفاعل الأخرى. ومن غير الواضح ما هي قيمة الارتباط الجزئي التي تعتبر كبيرة أو متوسطة أو صغيرة، ومن المحتمل جدا أن نقاط القطع التقليدية وهي ٠١, و٠٦, و١٤, تعتبر كبيرة جدا بالنسبة للارتباط الجزئي $\text{Partial } \eta^2$.

تنفيذ التحليل:

سوف نستخدم المثال التالي في إجراء تحليل التباين الثنائي.

اهتم أستاذ بقسم علم النفس بإحدى كليات الآداب بمعرفة العلاقة بين أخذ المذكرات أثناء المحاضرات والمستوى التحصيلي في المادة في نهاية العام. وقد افترض

الأستاذ أن الطالب (أو الطالبة) الذي يهتم بأخذ مذكرات أثناء المحاضرات يكون أكثر قدرة على فهم محتوى المحاضرة من الطالب الذي يكتفي بالاستماع إلى المحاضرة. وقد اختار الأستاذ ثلاثين طالبا صنفهم بطريقة التعيين العشوائي في ثلاث مجموعات: مجموعة أخذ المذكرات، ومجموعة المناقشة أثناء المحاضرة، ومجموعة الاستماع. وقد قرر الأستاذ الاستمرار في هذا البحث لمدة أربعة أسابيع يعطيهم بعدها اختبارا في جزء المادة الذي تمت تغطيته أثناء فترة البحث. ويبين جدول (٨-١) درجات عينة الطلاب في الاختبار الذي اجري عليهم بعد انتهاء فترة البحث. ويحتوي الجدول على ثلاثة متغيرات: النوع (١ ذكور، ٢ إناث) الطريقة (١ يأخذ مذكرات، ٢ يناقش، ٣ مستمع) والدرجة.

جدول ٨-١ توزيع درجات الاختبار على المتغيرين المستقلين

الطالب	النوع	الطريقة	الدرجة	الطالب	النوع	الطريقة	الدرجة
١	١	١	٤٣	١٦	٢	١	٦٠
٢	١	١	٣٥	١٧	٢	١	٤٢
٣	١	١	٥٢	١٨	٢	١	٥٣
٤	١	١	٤٨	١٩	٢	١	٤٠
٥	١	١	٦١	٢٠	٢	١	٣٩
٦	١	٢	٤٥	٢١	٢	٢	٣١
٧	١	٢	٥٢	٢٢	٢	٢	٤٢
٨	١	٢	٣٩	٢٣	٢	٢	٢٣
٩	١	٢	٤٣	٢٤	٢	٢	٣٢
١٠	١	٢	٣٩	٢٥	٢	٢	٤٠
١١	١	٣	١١	٢٦	٢	٣	١٣
١٢	١	٣	٢٢	٢٧	٢	٣	٣٣
١٣	١	٣	٢٣	٢٨	٢	٣	٢٢
١٤	١	٣	١٢	٢٩	٢	٣	٢٣
١٥	١	٣	٢٤	٣٠	٢	٣	٢٤

وباستخدام تحليل التباين الثنائي نختبر الفروض الصفرية الثلاثة التي تتعلق بكل من:

١- المؤثرات الرئيسية للنوع
٢- المؤثرات الرئيسية للطريقة
٣- التفاعل بين النوع والطريقة

التحليل:

أدخل البيانات في الأعمدة الأربعة من محرر البيانات في برنامج SPSS وأطلق المسميات التالية على المتغيرات: **subject، gender، method، score**. ويمكن إدخال البيانات مباشرة من الأسطوانة المرنة ويطلق على ملف البيانات Methods.sav.

ويلاحظ أن عدد أفراد العينة في كل من المجموعات الثلاث متساو (ن = ١٠). ولكن إذا لم يكن العدد متساويا فقد تتعقد الأمور بعض الشيء وهناك عدة طرق لحساب مجموع المربعات وقيمة 'ف'، وكل منها يعطي قيما مختلفة للمؤثرات الرئيسية. وسوف نستخدم في هذا الفصل أكثر الطرق انتشارا وهي المعروفة باسم *Type III sums of squares* or *regression approach* وهي الطريقة الافتراضية في برنامج SPSS لحسن الحظ. وعندما تكون 'ن' للمجموعات المختلفة متساوية (كما هو الحال في مثالنا السابق) فإننا نحصل على نفس النتائج باستخدام أي طريقة، وفي هذه الحالة ليس هناك من داع للاهتمام بالطريقة.

وعندما تكون 'ن' غير متساوية، فإن هناك طريقتين لحساب المتوسطات الهامشية المناظرة للمؤثرات الرئيسية، وهما المتوسط العام لتقدير أثر كل متغير مستقل، وذلك بحساب المتوسط عبر المتغير المستقل الآخر. وعند استخدام مجموعات غير متساوية العدد فإن معظم الخبراء يوصون بحساب المتوسطات الهامشية غير الوزنية (بدلا من المتوسطات الوزنية). ورغم أن تفسير هذه القضية يخرج عن مجال هذا الكتاب إلا أننا سوف نشرح كيفية الحصول على نوعي المتوسطات الهامشية.

<u>طريقة التأشير والضغط:</u>

١- اضغط على **Statistics** (في الإصدار الثامن) أو **Analyze** (في الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر) في شريط القوائم.
٢- اضغط **General Linear Model** من القائمة المنسدلة، ثم **GLM – General Factorial** (بالنسبة للإصدار الثامن) أو **Univariate** (بالنسبة للإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر)، ويؤدي هذا إلى ظهور مربع حوار

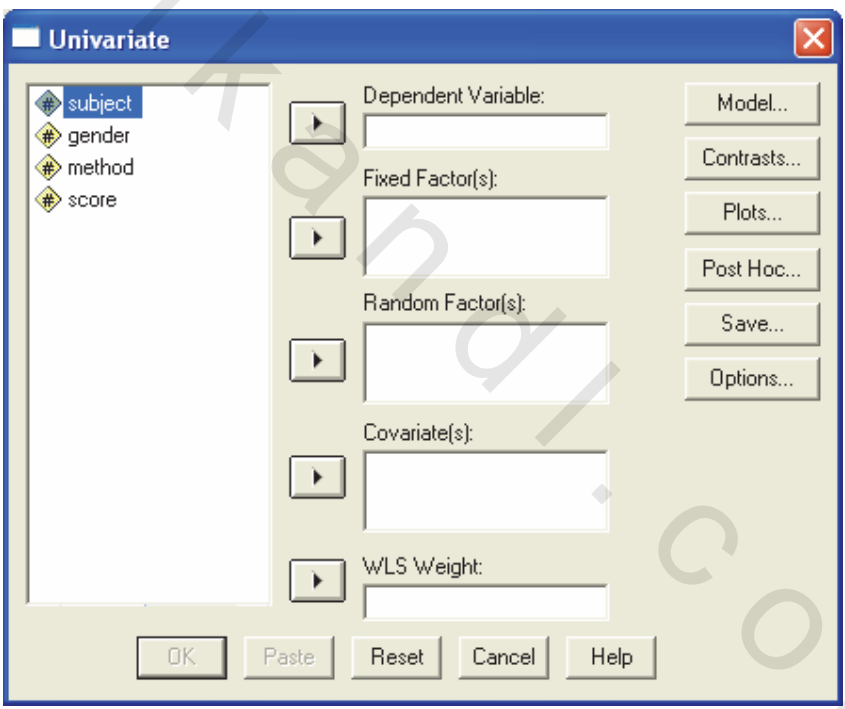
كالمبين في شكل (٨-١).

٣- اضغط على المتغير **score** ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل هذا المتغير إلى المربع المسمى "المتغير التابع Dependent Variable".

٤- اضغط على مفتاح Ctrl واستمر في الضغط أثناء الضغط على المتغيرين **gender** و **method**. اضغط على السهم الأوسط لنقل هذين المتغيرين إلى مربع Fixed Factor(s).

٥- اضغط على **Options**.

٦- في مربع حوار Univariate: Options اضغط على مفتاح Ctrl واستمر في الضغط أثناء الضغط على كل من **gender** – **method** – **gender*method** في مربع Factor(s) and Factor Interactions.



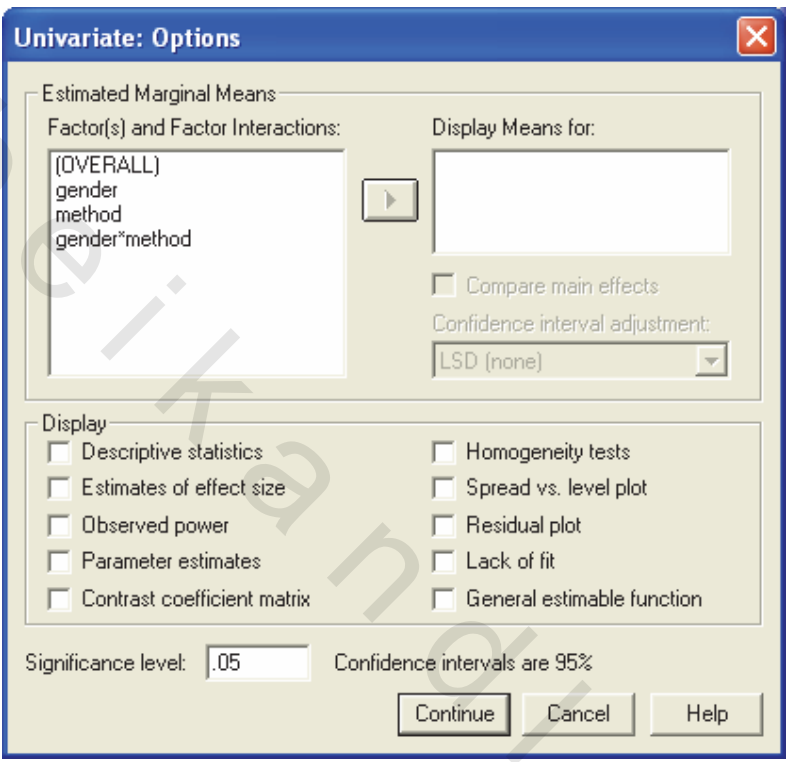
شكل ٨-١ مربع حوار لتحليل التباين الثنائي في وحدة GLM

٧- اضغط على السهم الأوسط لنقل هذه المتغيرات إلى مربع Display Means for:.

obeikandl.com

٨- في مربع Display اضغط علـــى **Descriptive – Homogeneity tests** و **Estimates of effect size – statistics**.

٩- اضغط على **Continue**.



شكل ٨-٢ اختيارات تحليل التباين GLM

١٠-اضغط على Post Hoc.

١١-في مربع الحوار الناتج انقل المتغير Method إلى مربع Post Hoc ثم اضغط على اختبار Tukey.

١٢-اضغط على Continue للعودة إلى مربع الحوار الرئيسي.

١٣-إذا كنت ترغب في الحصول على رســم بيــاني للتفاعــل gender*method اضغط على Plots.

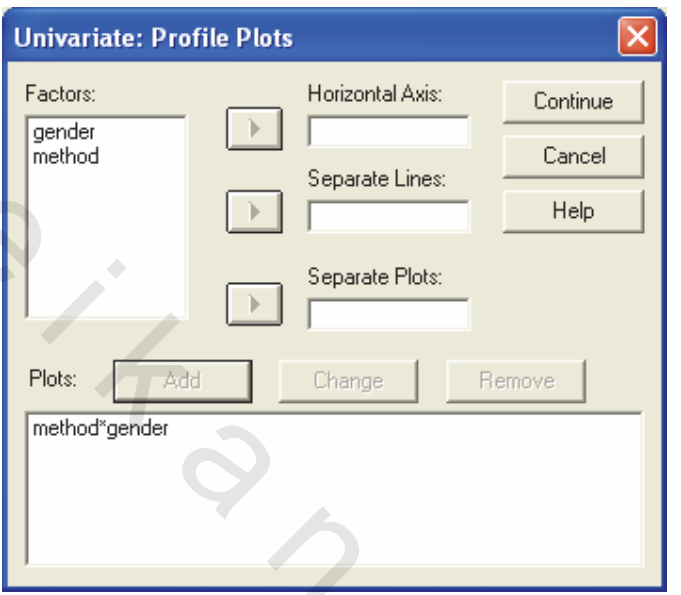
١٤-في مربع حوار الرسوم الناتج عن الخطوة السابقة انقل المتغيــر gender إلـــى مربع Separate Lines والمتغير methods إلى مربـــع Horizontal Axis

obeikandl.com

(شكل ٨-٣) ثم اضغط على Add لنقل المتغيرين إلى مربع Plots.

١٥-اضغط على Continue.

١٦-اضغط على **OK**.



شكل ٨-٣ مربع حوار الرسوم

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي Syntax Editor واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكن استرجاع ملف Methods، ثم اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل.

```
GLM
  score  BY gender method
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /POSTHOC = method (TUKEY)
  /PLOT = PROFILE( method*gender )
  /EMMEANS = TABLES(gender)
  /EMMEANS = TABLES(method)
  /EMMEANS = TABLES(gender*method)
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = gender method gender*method .
```


obeikandl.com

والأمر **GLM** في برنامج SPSS يمكن استخدامه لتحليل التصميمات أحادية المتغيرات (التي يوجد بها متغير تابع واحد)، ومتعددة المتغيرات (التي توجد بها عدة متغيرات تابعة)، ونحن هنا نستخدم **GLM** للقيام بتحليل تباين ثنائي (يمكن استخدام الأمر **UNIANOVA** في الإصدار التاسع بدلا من الأمر **GLM** وتحصل على نفس النتائج). وبعد الأمر **GLM** يجب أن تكتب اسم المتغير التابع. وفي مثالنا هذا المتغير التابع هو **SCORE**. ثم تكتب الكلمة **BY** يتبعها أسماء عوامل بين المجموعات (أي المتغيرات المستقلة). وفي هذا المثال المتغيرات المستقلة هي **GENDER** و **METHOD**.

ويطلب الأمر الفرعي **/POSTHOC = method (TUKEY)**

إجراء الاختبار التتبعي بالنسبة للمتغير **METHOD** لأنه يحتوي على أكثر من مستويين

أما الأمر الفرعي

/PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY

فإنه يخبر SPSS أن يعطي المتوسطات الملاحظة وغيرها من الإحصاءات الوصفية على المتغير التابع لكل خلية من خلايا التصميم. أما الأمر الفرعي ETASQ فهو لإعطاء حجم الأثر، والأمر الفرعي HOMOGENEITY فلاختبار التجانس بين التباينات.

ويطبع SPSS المتوسطات الهامشية الوزنية للمتغيرات المستقلة كجزء من نتائج الأمر الفرعي **/PRINT = DESCRIPTIVE**. وإذا كنت ترغب في الحصول على المتوسطات الهامشية غير الوزنية فلابد لك من طلب ذلك بصراحة (مع ملاحظة أنه إذا كانت جميع قيم 'ن' متساوية فإن نوعي المتوسطات الهامشية يتساويان تماما ولا ضرورة لطلب المتوسطات غير الوزنية). ولطلب المتوسطات غير الوزنية أضف الأمرين الفرعيين التاليين إلى أمر **GLM** (أو **UNIANOVA**) وذلك بالإضافة إلى الأمر الفرعي **/PRINT = DESCRIPTIVE**.

/EMMEANS = TABLES (GENDER)

/EMMEANS = TABLES (METHOD)

وللحصول على رسم بياني للتفاعل بين المتغيرين **gender** و **method** نستخدم الأمر الفرعي

/PLOT = PROFILE(method*gender)

النتائج:

إذا طلبت الإحصاءات الوصفية فسوف يبدو جزء من النتائج كما هو مبين في شكل ٧-٤ في الجزء المعنون Descriptive Statistics، ويلاحظ أن هذا الجزء من

النتائج لا يظهر إذا لم نطلب هذه الإحصاءات.

وتعطي النتائج المتوسطات والانحرافات المعيارية وأحجام العينة (ن) للمتغير التابع SCORE لكل مستوى من مستويات المتغيرات المستقلة. والترتيب الذي تطبع به النتائج غير مريح، ويجعل من الصعب رؤية الآثار الرئيسية. ويمكن إعادة ترتيب هذه المتوسطات بشكل أفضل لتتوافق مع الطبيعة الثنائية للتصميم كما يلي:

النوع	المذكرات	المناقشة	الاستماع	المتوسط
الذكور	٤٧,٨٠	٤٣,٦٠	١٨,٤٠	٣٦,٦٠
الإناث	٤٦,٨٠	٣٣,٦٠	٢٣,٠٠	٣٤,٤٧

وقد أخذت خلايا المتوسطات في هذا الجدول من قسم الإحصاءات الوصفية "Descriptive Statistics" مباشرة والموجودة في شكل ٨-٤، حيث توجد المتوسطات الهامشية أيضا في الصفوف المعنونة "Total". مثال ذلك أن متوسطات المجموعات الثلاث بالنسبة للذكور كانت ٤٧,٨٠ و٤٣,٦٠ و١٨,٤٠. وبجمع هذه المتوسطات الثلاث معا وبقسمتها على٣ نحصل على ٣٦,٦٠، وهو المتوسط الهامشي لمتغير النوع المجموعة الأولى (الذكور). وتظهر هذه القيمة في شكل ٨-٤ في الصف الأول المعنون "Total" في قسم "Descriptive Statistics".

وإذا كانت قيم 'ن' غير متساوية في مختلف الخلايا (بعكس الحال في مثالنا) فإن المتوسطات الهامشية الموجودة في قسم "Descriptive Statistics" تكون متوسطات وزنية، **وقد تكون غير مناسبة** لدراسة المؤثرات الرئيسية. وفي هذه الحالة يجب طلب المتوسطات غير الوزنية التي لا تطبع إلا عند إتباع الإجراءات السابق ذكرها، حيث تظهر منفصلة في نهاية جدول النتائج. وسوف نناقش هذه النتائج فيما بعد.

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
GENDER	1	Male	15
	2	Female	15
METHOD	1	Notes	10
	2	Dicuss	10
	3	Listen	10

Descriptive Statistics

Dependent Variable: SCORE

GENDER	METHOD	Mean	Std. Deviation	N
Male	Notes	47.80	9.731	5
	Dicuss	43.60	5.367	5
	Listen	18.40	6.348	5
	Total	36.60	15.080	15
Female	Notes	46.80	9.257	5
	Dicuss	33.60	7.635	5
	Listen	23.00	7.106	5
	Total	34.47	12.535	15
Total	Notes	47.30	8.970	10
	Dicuss	38.60	8.154	10
	Listen	20.70	6.800	10
	Total	35.53	13.668	30

شكل ٨-٤ الإحصاء الوصفي للمتغير SCORE

obeikandl.com

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: SCORE

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	3984.267[a]	5	796.853	13.344	.000	.735
Intercept	37878.533	1	37878.533	634.304	.000	.964
GENDER	34.133	1	34.133	.572	.457	.023
METHOD	3678.867	2	1839.433	30.803	.000	.720
GENDER * METHOD	271.267	2	135.633	2.271	.125	.159
Error	1433.200	24	59.717			
Total	43296.000	30				
Corrected Total	5417.467	29				

a. R Squared = .735 (Adjusted R Squared = .680)

شكل ٨-٥ تحليل التباين بين المجموعات

ويحتوي شكل (٨-٥) على اختبارات الدلالة وتوجد تحت "Tests of Between-Subjects Effects". والسطر المعنون "Error" يشير إلى بند الخطأ "error term" المستخدم في جميع اختبارات 'ف' (F-tests). وفي مثالنا الحالي نجد أن مجموع مربعات الخطأ (SS_{error}) تساوي ١٤٣٣,٢٠٠ ودرجات حرية الخطأ (df_{error}) تساوي ٢٤، ومتوسط مربعات الخطأ (MS_{error}) (والذي نحصل عليه من قسمة مجموع مربعات الخطأ على درجات حرية الخطأ) يبلغ ٥٩,٧١٧. وتستخدم هذه القيمة الأخيرة في المقام عند حساب النسبة الفائية لاختبار المؤثرات الرئيسية والتفاعل.

ومصادر التباين الثلاثة ذات الأهمية الأساسية هي:

١- "GENDER" الذي يشير للمؤثرات الأساسية لمتغير النوع.

٢- "METHOD" والذي يشير للمؤثرات الأساسية لمتغير الطريقة.

٣- "GENDER * METHOD" الذي يشير إلى التفاعل بين المتغيرين المستقلين.

وتظهر لكل من المصادر السابقة:

- مجموع المربعات "Type III Sum of Squares".
- درجات الحرية "df".
- متوسط المربعات "Mean Square".
- النسب الفائية F ratios.
- قيم 'ل' p-values (الدلالة "sig.") لاختبارات الدلالة.

وتحسب كل قيمة من قيم 'ف' "F" كنسبة لمتوسط المربعات لكل مؤثر من المؤثرات مقسوما على متوسط الخطأ "MS_{error}" (٥٩,٧١٧). وفي المثال الحالي نجد أن النسب الفائية الثلاث هي:

- $F_{GENDER} = 34.133 / 59.717 = .572$
- $F_{METHOD} = 1839.433 / 59.717 = 30.803$
- $F_{Inter} = 135.833 / 59.717 = 2.271$

وقيم 'ل' p-values لهذه النسب الفائية مكتوبة تحت الدلالة ".Sig" وهي تساوي في مثالنا هذا ٤٥٧, وهي قيمة غير دالة ومعنى هذا أنه لا توجد فروق ترجع إلى النوع. يلي ذلك مستوى الدلالة للطريقة وهي ٠٠٠, (أي أنها أقل من ٠٠٠٥,)، أما مستوى الدلالة بالنسبة للتفاعل فهو ١٢٥, وهذه القيمة غير دالة مما يشير أنه لا يوجد تفاعل بين النوع والطريقة. وفي ضوء هذه النتيجة فإننا نقبل الفرض الصفري بالنسبة للنوع والتفاعل، ولكننا نرفضه بالنسبة للطريقة. ولذلك فبالنسبة لكل مؤثر وتفاعل رئيسي نجد أن ل > ٠٥, بالنسبة لمتغير النوع وكذلك بالنسبة للتفاعل بين النوع والطريقة. أما بالنسبة للطريقة فإن ل< ٠١,، أي أنها المؤثر الوحيد الدال إحصائيا.

المتوسطات الهامشية للمؤثرات الرئيسية:

إذا اتبعت أحد طرق طلب المتوسطات غير الوزنية سوف يظهر الجزء التالي من النتائج كما هو موضح في شكل ٧-٦. ويشير SPSS إليها بالمتوسطات الهامشية المقدرة "estimated marginal means". ويتبين من شكل ٧-٦ أن متوسطي "GENDER" هما (٣٦,٦٠٠ و٣٤,٤٦٧) وأن المتوسطات الهامشية لمجموعات "METHOD" الثلاث هي (٤٧,٣٠٠ و٣٨,٦٠٠ و٢٠,٧٠٠) وهي تتفق مع المتوسطات الهامشية التي ناقشناها من قبل، وهذا لا يصدق إلا على الحالات التي تكون فيها جميع قيم 'ن' متساوية (وهي في حالتنا هذه تساوي ٥ لكل خلية). وإذا لم تكن قيم 'ن' متساوية فإننا نستخدم المتوسطات الهامشية غير الوزنية وهذا ما يوصي به الخبراء في معظم المواقف، لأنها سوف تختلف عن المتوسطات الهامشية المذكورة في قسم الإحصاء الوصفي من جداول النتائج.

المقارنات البعدية المتعددة:

عندما نحصل على قيم دالة لأي من المؤثرات الرئيسية وكان عدد فئات المتغير تزيد على فئتين. فلابد من القيام بدراسة تتبعية Post Hoc للنتائج حتى نحدد طبيعة

الفروق بين المتوسطات. وفي مثالنا الحالي تبين أن المؤثرات الرئيسية للمتغير **method** دالة إحصائيا، ولذلك فإننا نحتاج إلى دراسة نوع الفروق الموجودة بين متوسطات فئات هذا المتغير. ويبين الجزء الأخير من النتائج شكل (٨-٧) نتيجة اختبار توكي Tukey HSD للمتغير التابع **SCORE**.

Estimated Marginal Means

1. GENDER

Dependent Variable: SCORE

GENDER	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Male	36.600	1.995	32.482	40.718
Female	34.467	1.995	30.349	38.585

2. METHOD

Dependent Variable: SCORE

METHOD	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Notes	47.300	2.444	42.256	52.344
Dicuss	38.600	2.444	33.556	43.644
Listen	20.700	2.444	15.656	25.744

شكل ٨-٦ المتوسطات الهامشية للمؤثرات الرئيسية

ويتبين من الجدول أن هناك فروقا دالة إحصائيا (ل < ٠٥,) بين كل من الفئة التي تأخذ مذكرات NOTES وفئة المناقشة DISCUSS. وكذلك بين الفئة التي تأخذ مذكرات NOTES والفئة المستمعة LISTEN. وينطبق نفس الشيء على الفروق بين فئة المناقشة والفئة المستمعة. أي أن هناك فروقا دالة إحصائيا بين الفئات الثلاث. حيث يزيد متوسط الفئة التي تأخذ مذكرات عن متوسطي الفئتين الأخريين. كما يزيد متوسط فئة المناقشة على متوسط فئة الاستماع.

وبذلك يمكن الخروج بخلاصة أن الفرض الذي وضعه عضو هيئة التدريس قد تحقق حيث تبين أن الفئة التي تأخذ مذكرات أثناء المحاضرة أقدر على استيعاب المفاهيم الواردة بالمحاضرة من الفئتين الأخريين.

Post Hoc Tests

METHOD

Multiple Comparisons

Dependent Variable: SCORE
Tukey HSD

(I) METHOD	(J) METHOD	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Notes	Dicuss	8.70*	3.456	.048	.07	17.33
	Listen	26.60*	3.456	.000	17.97	35.23
Dicuss	Notes	-8.70*	3.456	.048	-17.33	-.07
	Listen	17.90*	3.456	.000	9.27	26.53
Listen	Notes	-26.60*	3.456	.000	-35.23	-17.97
	Dicuss	-17.90*	3.456	.000	-26.53	-9.27

Based on observed means.

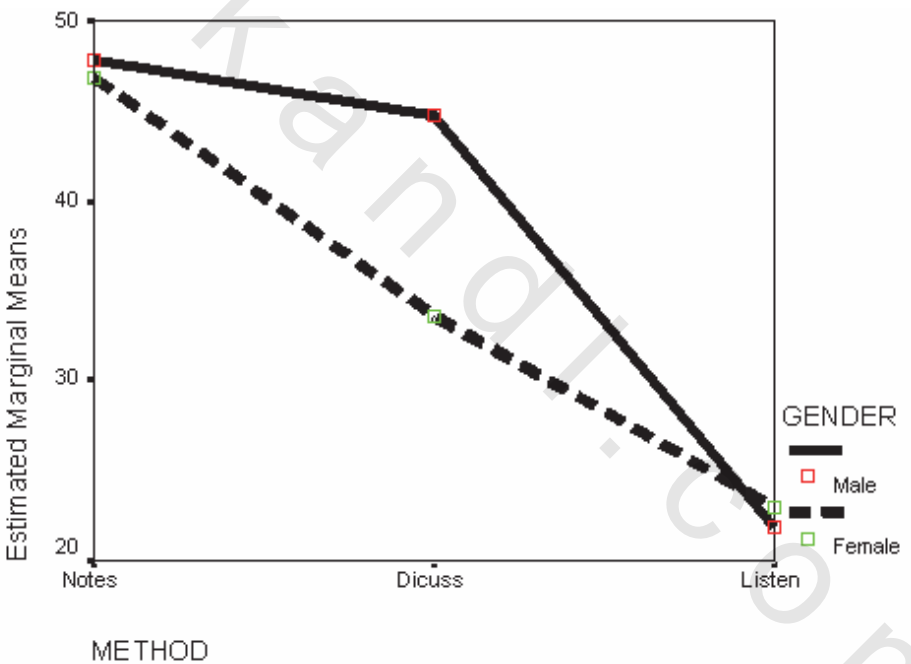
*. The mean difference is significant at the .05 level.

شكل ٨-٧ المقارنات البعدية للمتغير METHOD

التفاعل بين المتغيرين gender و method

نستطيع أثناء العمل في تحليل التباين الثنائي أو أي تحليل تباين يحتوي على عاملين أو أكثر أن نحصل على التفاعل بين هذه المتغيرات. وهناك مستويات للتفاعل حسب عدد المتغيرات التي لدينا فقد نحصل مثلا على التفاعل بين متغيرين أو ثلاثة متغيرات أو أكثر. وبديهي أنه كلما زاد عدد المتغيرات عن اثنين تتعقد الأمور ويكون من الصعب تصور عملية التفاعل. وفي المثال الذي بين أيدينا يوجد متغيران مستقلان ولذلك فإن التفاعل بين المتغيرين في هذه الحالة تفاعل بسيط يسهل تفسيره.

وعندما يكون التفاعل دالا فإن ذلك يعني أن الفروق في مستويات أحد المتغيرين لا تتوافق مع الفروق في مستويات المتغير الثاني. فإذا كان لدينا تفاعل بين النوع والطريقة فمعنى ذلك مثلا أن متوسط الذكور في طريقة أو أكثر يختلف عن متوسط الإناث في تلك الطرق. أي أن المؤثرات الرئيسية في هذه الحالة تختلف من نوع لآخر. أما إذا كان التفاعل غير دال فمعنى ذلك أن هناك توافقا بين الذكور والإناث في مستويات الطريقة وفي مثالنا الحالي نجد أن التفاعل غير دال إحصائيا (انظر شكل ٧-٥) ولذلك نجد أن الطرق الثلاث لها نفس الأثر في حالة الذكور والإناث. ورغم اختلاف طريقة المناقشة بين النوعين حيث يزيد متوسط الذكور عن متوسط الإناث، إلا أن نمط المتوسطات واحد بين النوعين. فنجد المتوسطين في طريقة الاستماع هي الأقل بين النوعين، يليها طريقة المناقشة، أما طريقة أخذ المذكرات فهي الأكثر أثرا بين الطرق الثلاث (انظر شكل ٧-٨).



شكل ٨-٨ رسم للتفاعل بين المتغيرين gender و method

الفصل التاسع

تحليل التباين داخل المجموعات

(إعادة القياس)

عندما نستخدم تحليل التباين داخل المجموعات يكون لكل فرد أو حالة درجة في جميع مستويات المتغير التصنيفي وكذلك درجة في المتغير الكمي الذي يعاد قياسه. ويشار للمتغير التصنيفي بعامل إعادة القياس أو عامل داخل المجموعات. ويطلق على المتغير الكمي المتغير التابع.

ولإجراء تحليل التباين مع إعادة القياس فإننا لا نحدد عامل إعادة القياس والمتغير التابع في بيانات SPSS، ولكن ملف البيانات يحتوي بدلا من ذلك على عدة متغيرات كمية. وعدد هذه المتغيرات مساو لعدد مستويات عامل داخل المجموعات. ودرجات أي من هذه المتغيرات الكمية هي درجات المتغير التابع لأحد مستويات عامل داخل المجموعات.

ورغم أننا لا نحدد العامل داخل المجموعات في ملف بيانات SPSS إلا أننا نحدد ذلك في مربع حوار النموذج الخطي العام لإجراءات إعادة القياس. ولتعريف العامل نعطي اسما لعامل داخل المجموعات، مع تحديد عدد مستويات هذا العامل، كما نبين المتغيرات الكمية في مجموعة البيانات المرتبطة بمستويات عامل داخل المجموعات.

ويمكن استخدام تحليل التباين لداخل المجموعات في الأنواع التالية من الدراسات:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية.
- الدراسات الطولية.

obeikandl.com

أسس تحليل التباين لداخل المجموعات:

في كثير من الدراسات التي تستخدم تصميم تحليل التباين داخل المجموعات تتكون مستويات العامل داخل المجموعات من عدد من الملاحظات للمقياس المستخدم على مدى فترة زمنية معينة، أو تحت عدد من الشروط المختلفة. إلا أنه في بعض الدراسات تمثل مستويات العامل داخل المجموعات درجات من مقاييس مختلفة، ويكون محور هذه الدراسات تقويم الفروق بين متوسطات هذه المقاييس. وفي مثل هذه الحالة يجب أن تكون المقاييس متكافئة حتى تكون اختبارات الدلالة في تحليل التباين ذات معنى. بمعنى أن يكون قياس الأفراد على نفس الميزان، وأن تكون الفروق بين الدرجات قابلة للتفسير.

وفي بعض الدراسات يتم مطابقة الأفراد على متغير أو أكثر بحيث يكون داخل مجموعة ما متشابهين في المتغير (أو المتغيرات) الذي تمت مطابقتهم عليه، في حين يكون الأفراد الذين ليسوا في نفس المجموعة مختلفين عنهم. ويكون عدد الأفراد داخل مجموعة ما مساويا لعدد مستويات العامل. وتتم بعد ذلك ملاحظة الأفراد داخل المجموعة تحت مستويات العامل المختلفة. ومن المحتمل أن تؤدي عملية المطابقة في هذه التصميمات إلى حدوث استجابات مرتبطة في المتغير التابع تشبه تلك التي تحدث في تصميمات إعادة القياس. وعلى ذلك يمكن تحليل البيانات التي نحصل عليها من تلك الدراسات كما لو كان العامل عاملا داخل المجموعات.

دعنا ننظر الآن إلى كيفية إجراء التحليل لتصميمات إعادة القياس حيث نوجه الاختبارات لتقويم الفروض العامة وكذلك الاختبارات التتبعية.

يجري SPSS اختبار 'ف' عاديا لتحليل التباين الأحادي إذا كان العامل داخل المجموعات يتكون من مستويين فقط. ويجرى ثلاثة أنواع من الاختبارات إذا كان العامل داخل المجموعات يتكون من أكثر من مستويين: اختبار 'ف' العادي لتحليل التباين الأحادي، واختبارات أحادية بديلة، واختبارات متعددة المتغيرات. وتقوم جميع الاختبارات الثلاثة بتقويم نفس الفرض، وهو تساوي متوسطات المجتمع في جميع مستويات العامل. ويجب اختيار الاختبارات التي يتضمنها التقرير قبل مشاهدة النتائج.

ولا يصح إجراء اختبار تحليل التباين الأحادي عندما يكون للعامل أكثر من مستويين لأن أحد المسلمات، وهو مسلم التجانس عادة ما ينتهك، مما يترتب عليه الحصول على قيم 'ل' غير دقيقة في تحليل التباين. (وسوف نتناول فيما بعد مسلمات

تحليل التباين الأحادي مع إعادة القياس). وتأخذ الاختبارات الأحادية البديلة في اعتبارها انتهاك مسلم التجانس. وتحسب هذه الاختبارات نفس النسبة الفائية العادية التي نحصل عليها من تحليل التباين الأحادي ولكن قيمة 'ل' المرتبطة بها تختلف بالضرورة. فعند تحديد قيمة 'ل' تحسب إحصاءة أبسيلون بناء على بيانات العينة لتقويم درجة انتهاك مسلم التجانس. إذ يضرب بسط ومقام درجات الحرية للاختبار العادي في أبسيلون للحصول على درجات حرية مصححة لقيمة 'ف' الجدولية ولتحديد قيمة 'ل' المرتبطة بها.

ولا يتطلب الاختبار متعدد المتغيرات مسلم التجانس. إذ تحسب فروق الدرجات بمقارنة درجات جميع مستويات عامل داخل المجموعات. مثال ذلك أنه بالنسبة لعامل داخل المجموعات الذي يتكون من ثلاثة مستويات، تحسب فروق الدرجات بين المستوى الأول والمستوى الثاني، وبين المستوى الثاني والمستوى الثالث. ويقوم الاختبار متعدد المتغيرات في هذه الحالة بتقويم ما إذا كانت متوسطات هاتين المجموعتين من فروق الدرجات مساوية معاً للصفر. ولا يقوم هذا الاختبار بتقويم المتوسطات المرتبطة بهاتين المجموعتين من فروق الدرجات فقط، بل إنه يقوم أيضا بتقويم ما إذا كان متوسط فروق الدرجات بين المستويين الأول والثالث للعامل مساوية للصفر وكذلك التجمع الخطي لهذه الفروق في الدرجات.

ويجب أن نبين أن إجراء إعادة القياس في SPSS يحسب لنا هذه الفروق في الدرجات المستخدمة في التحليل. ولكن هذه الفروق في الدرجات لا تضم لملف البيانات ولذلك قد لا ننتبه إلى أن الاختبارات متعددة المتغيرات قد أجريت على فروق الدرجات.

ويفضل الإحصائيون التطبيقيون الاختبار متعدد المتغيرات على الاختبار العادي أو البديل لتحليل التباين الأحادي لأن الاختبارات متعددة المتغيرات والاختبارات التتبعية لها ارتباط مفاهيمي ببعضها البعض. فإذا رفض الفرض المبدئي بتساوي المتوسطات، وكان هناك أكثر من متوسطين تجرى الاختبارات التتبعية لتحديد أي المتوسطات يختلف اختلافا دالا عن المتوسطات الأخرى. ورغم أنه يمكن القيام بمقارنات أكثر تعقيدا إلا أن معظم الباحثين يفضلون القيام بمقارنات زوجية. ويمكن تقويم هذه المقارنات بواسطة SPSS باستخدام اختبار 'ت' للعينات المتطابقة، وطريقة بنفروني Benferroni لضبط الخطأ من النوع الأول عبر جميع المقارنات الزوجية المتعددة (ومنها على سبيل المثال طريقة Holm المتتابعة).

مسلمات تحليل التباين الأحادي لإعادة القياس:

المسلم رقم ١: *المتغير التابع موزع توزيعا اعتداليا بالنسبة لكل المجتمعات المتضمنة في التحليل.*

وإذا لم تكن التوزيعات اعتدالية يمكن لتحليل التباين الثنائي إعطاء نتائج دقيقة بشكل معقول إذا كانت أحجام العينة متوسطة أو كبيرة. ففي معظم الحالات يمكن اعتبار العينات التي تتكون من ١٥ حالة في كل مجموعة كبيرة بشكل كاف لإجراء التحليل والحصول على قيم دالة إحصائيا. وقد يتطلب الأمر عينات أكبر للحصول على نتائج صادقة إذا ابتعدت توزيعات المجتمع كثيرا عن التوزيع الاعتدالي.

المسلم رقم ٢: *تتساوى في المجتمع تباينات فروق الدرجات التي تحسب بين أي مستويين من مستويات العامل داخل المجموعات بغض النظر عن المستويين اللذين يتم اختيارهما.*

ويشار أحيانا إلى هذا المسلم بأنه مسلم التجانس أو مسلم تجانس تباين فروق الدرجات. ومسلم التجانس له معناه فقط إذا كان لعامل داخل المجموعات أكثر من مستويين.

ولا يمكن الثقة في قيمة 'ل' المرتبطة بتحليل التباين العادي إذا انتهك هذا المسلم. إلا أن بعض الطرق الأخرى لا تتطلب مسلم التجانس. وهناك طريقتان هما الطريقة البديلة لتحليل التباين الأحادي والتي تصحح درجات الحرية لتعوض عن انتهاك هذا المسلم، وطريقة التحليل متعدد المتغيرات والتي لا تتطلب مسلم التجانس.

المسلم رقم ٣: *الحالات عبارة عن عينات عشوائية من المجتمعات التي سحبت منها كما أن درجات الأفراد مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي تحليل التباين الثنائي نتائج غير دقيقة إذا انتهك مسلم الاستقلالية. والنوع الوحيد من عدم استقلالية الدرجات المسموح به بين درجات المتغيرات التابعة هو أن يحصل نفس الأفراد على عدة درجات. وحتى هذا النوع من عدم استقلالية الدرجات محدود ومرتبط ويجب أن يتوافق مع مسلم التجانس.

مسلمات المتغيرات المتعددة لتحليل التباين الأحادي مع إعادة القياس

تجرى الاختبارات متعددة المتغيرات على فروق الدرجات، ولذلك فإن مسلمات المتغيرات المتعددة تتعلق بهذه الفروق. وعدد المتغيرات التي لها فروق درجات يساوي

عدد المستويات داخل المجموعات ناقصا ١. ورغم أنه يمكن حساب متغيرات فروق الدرجات بالعديد من الطرق، إلا أننا سوف نحسب هذه الفروق من طرح درجات أحد مستويات داخل المجموعات من درجات المستوى المجاور للعامل. وفي مثالنا المبين فيما بعد لدينا خمسة مستويات للعامل داخل المجموعات، ولذلك فإننا نحسب أربعة فروق للدرجات (معدل دقات القلب) على النحو التالي:

١- درجات التأمل من درجات خط القاعدة.
٢- درجات الفكاهة من درجات التأمل.
٣- درجات الطبيعة من درجات الفكاهة.
٤- درجات الموسيقى من درجات الطبيعة.

المسلم رقم ١: *فروق الدرجات متعددة المتغيرات موزعة توزيعا اعتداليا.*

إذا كانت فروق الدرجات متعددة المتغيرات موزعة توزيعا اعتداليا فإن كل فرق للدرجات موزع اعتداليا. وهذا الفرق موزع اعتداليا كذلك مع فرق الدرجات لكل مستويين متجاورين. وإذا كان حجم العينة متوسطا أو كبيرا فإن انتهاك هذا المسلم لن يؤثر كثيرا على دقة النتائج.

المسلم رقم ٢: *الحالات التي يشملها التحليل عينة عشوائية من المجتمع، كما أن فروق الدرجات لأي فرد في العينة مستقلة عن بعضها البعض.*

لا يجب استخدام هذا الاختبار إذا انتهك مسلم استقلالية فروق الدرجات.

حجم الأثر: يوفر SPSS ضمن الاختيارات حجم أثر المعالجات. ففي الطريقة العادية لتحليل التباين الأحادي يكون حجم الأثر مربع إيتا الجزئي. أما في التحليل متعدد المتغيرات فيكون حجم الأثر مرتبطا بلامدا (Wilk's Lambda λ) وهي مربع إيتا متعددة المتغيرات.

تنفيذ التحليل:

سوف نستخدم المثال التالي في إجراء تحليل التباين الأحادي مع إعادة القياس.

قام باحث بدراسة لتحديد أكثر أساليب الاسترخاء فاعلية في التغلب على الضغوط وذلك في جماعة علاج جماعي لإدارة الضغوط. وقد شارك جميع الأعضاء العشرون في جماعة إدارة الضغوط في هذه الدراسة. وكان معدل ضربات القلب يقاس لكل مشارك خلال الظروف الخمسة التي شملتها التجربة. وقد مرت جميع هذه الظروف بخبرة كل

مشارك خلال نفس الجلسة لضبط الاختلافات في كمية الضغط التي يشعر الفرد بها من يوم لآخر. وكانت الظروف الخمسة كما يلي:

١- الخط الأساسي (يجلس كل فرد بهدوء لمدة ١٥ دقيقة).
٢- تأمل موجه (يستمع الأفراد إلى شريط مسجل يعطيهم التعليمات بغلق عيونهم والتنفس بعمق مع استرخاء عضلاتهم لمدة ١٥ دقيقة أثناء تركيزهم على كلمة أو عبارة واحدة).
٣- الفكاهة (يستمع الأفراد إلى تمثيل لأحد الأشخاص الكوميديين على شريط مسجل لمدة ١٥ دقيقة).
٤- الطبيعة (يستمع الأفراد إلى شريط مسجل لمدة ١٥ دقيقة به مختلف أصوات من الطبيعة بما فيها أصوات المحيط، والرياح، والمطر، وحفيف أوراق الأشجار، وتغريد الطيور).
٥- الموسيقى (يستمع كل شخص إلى شريط مسجل عليه مجموعة من المقطوعات الموسيقية الخفيفة لمدة ١٥ دقيقة).

ويمر كل فرد بالظرف الأول (خط القاعدة) أولا، إلا أن ظروف المعالجة الأربعة الأخرى وزعت عشوائيا لاستبعاد احتمال تأثير ترتيب حدوثها على نتائج التجربة. وكانت ضربات قلب كل فرد تراقب باستمرار خلال الخمس عشرة دقيقة. وقد حسب متوسط معدل ضربات القلب (عدد الدقات في الدقيقة) لكل فرد كما هو مبين في جدول (٩-١).

ونقوم في هذه المشكلة باختبار الفرض الصفري أن معدل ضربات القلب لكل فرد، في المتوسط، تظل كما هي خلال كل ظرف من الظروف الخمسة (خط القاعدة وظروف الاسترخاء الأربعة). أي أن متوسطات المجتمع متساوية، وأن هذه الظروف لا تؤثر على معدل ضربات القلب.

التحليل:

بإتباع الطريقة المذكورة في الفصل الثاني أدخل البيانات في الأعمدة الخمسة الأولى في محرر البيانات مع إعطاء المتغيرات الأسماء التالية: **baseline – subject – meditate – comedy – nature – music**. (يمكن إدخال البيانات مباشرة من ملف relax.sav على الأسطوانة المرنة).

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر) في شريط القوائم.

جدول ٩-١ متوسط معدل ضربات القلب خلال خمسة عشرة دقيقة

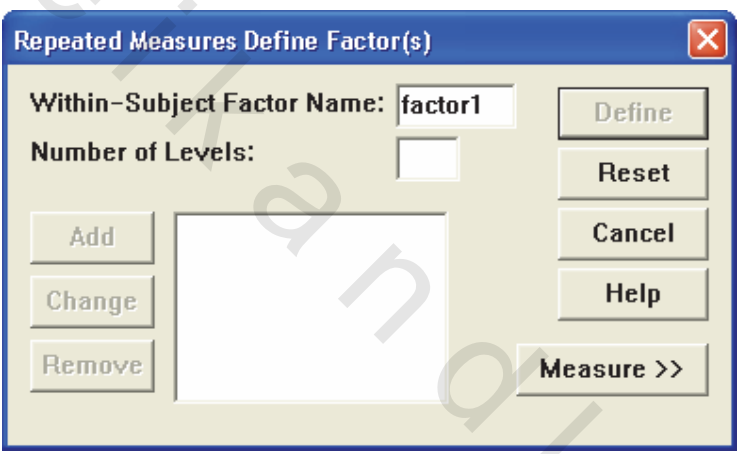
الفرد	خط القاعدة	التأمل	الفكاهة	الطبيعة	الموسيقى
١	٨٥	٧٠	٧٥	٧١	٧٤
٢	٧٩	٦٩	٧٣	٧٠	٧٢
٣	٩١	٨٢	٨٧	٨٣	٨٦
٤	٩٣	٨٠	٨٥	٧٩	٨٤
٥	٩٢	٨٠	٨٦	٨١	٨٧
٦	٨٧	٧٩	٨٣	٨٠	٨١
٧	٨٤	٧٢	٧٧	٧٣	٧٦
٨	٧٨	٦٩	٧٤	٧١	٧٣
٩	٧٩	٦٩	٧٣	٧٠	٧٢
١٠	٨٠	٧٤	٧٤	٧٢	٧٣
١١	٨٠	٧٢	٧٦	٧٤	٧٥
١٢	٩٧	٨٠	٨٩	٨٢	٨٧
١٣	٨٨	٧٨	٨٢	٨٠	٨٢
١٤	٩٤	٧٩	٨٤	٨٠	٨٤
١٥	٧٥	٦٠	٦٨	٦٢	٦٦
١٦	٧٦	٦٧	٧٢	٦٩	٧٠
١٧	٩٠	٧٧	٨٣	٧٦	٨٣
١٨	٨٦	٧٥	٨٠	٧٧	٨٠
١٩	٩٤	٨٤	٨٨	٨٥	٨٧
٢٠	٧٠	٥٩	٦٤	٥٨	٦٢

٢- اضغط على **General Linear Model** من القائمة المنسدلة ثم **GLM – Repeated Measures** (الإصدار الثامن) أو **Repeated Measures**

obeikandl.com

(الإصدارات التاسع والعاشر والحادي عشر). وينتج عن هذا مربع حوار كالمبين في شكل (٩-١).

وبالرغم من أننا أدخلنا البيانات بحيث تكون المتغيرات الخمسة **baseline** و**meditate** إلى آخره، تمثل متغيرات مختلفة، إلا أن اللعبة الأساسية في إجراء تحليل تباين داخل المجموعات هو جعل SPSS يعامل هذه المتغيرات كما لو كانت درجات ذات مستويات خمسة لمتغير مستقل واحد داخل المجموعات، وليست خمس متغيرات مختلفة. وسوف نطلق على هذا المتغير اسم **cond** (ليمثل الظرف). أما الدرجات (معدل ضربات القلب) والتي تختلف من ظرف لآخر لتمثيل المتغير التابع. ولتحقيق ذلك نقوم بما يلي



شكل ٩-١ مربع حوار تحديد عوامل إعادة القياس.

٣- اضغط على المربع التالي لعبارة "Within-Subject Factor Name" حيث تظهر كلمة **factor1**. ويطلق SPSS على المتغير المستقل "factor1" إلا إذا غيرنا هذا الاسم، وهو ما سنفعله الآن.

٤- غير الكلمة الموجودة في هذا المربع إلى **cond**، ثم اكتب رقم خمسة في المربع المعنون "Number of Levels". وهذا يخبر SPSS أن المتغير **(cond)** له خمسة مستويات.

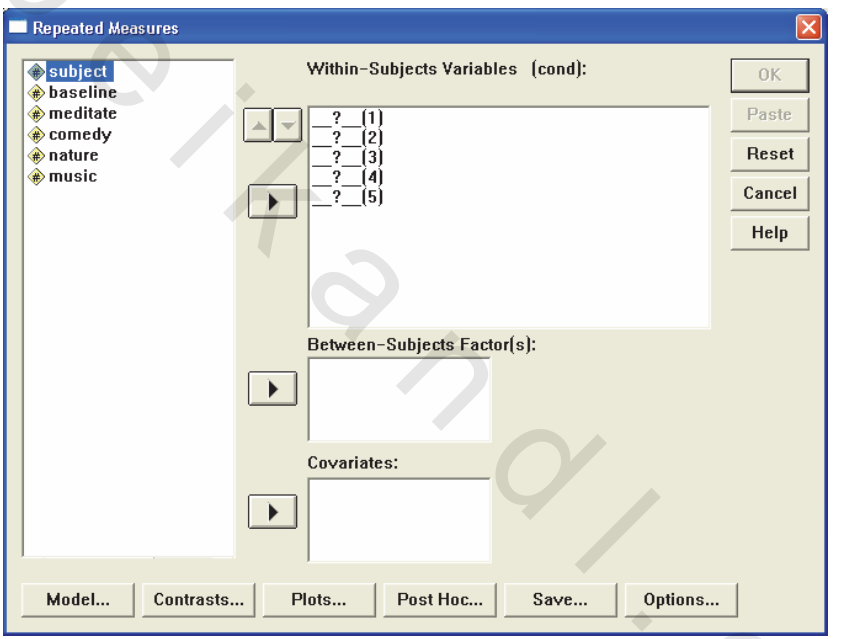
٥- اضغط على زر **Add** الذي ينشط بعد الخطوتين السابقتين ويصبح متاحا لنا. وسوف نجد بعد ذلك أن **cond(5)** تظهر في المربع الكبير مما يؤكد أننا قمنا

obeikandl.com

بالخطوتين السابقتين بشكل صحيح.

٦- الآن يجب أن نخبر SPSS ما هي المستويات الخمسة للمتغير **cond**، أي ما هي المتغيرات التي تمثل هذه المستويات الخمسة في البيانات التي لدينا. وللقيام بذلك نضغط على **Define** لإظهار مربع الحوار المبين في شكل ٨-٢.

٧- تظهر أسماء المتغيرات في المربع الموجود إلى اليسار، أما المربع الكبير في الوسط والمعنون "Within-Subjects Variables [cond]" فيبدو كما لو كان ينتظر ملأه، وهذا هو المطلوب فعلا.



شكل ٩-٢ مربع حوار تسمية المتغيرات داخل المجموعات

٨- يظهر في المربع الأخير خمس فراغات تحتوي على علامات استفهام، ونملأ مكان هذه العلامات باختيار المتغيرات التي تمثل درجات المستويات الخمسة للمتغير المستقل.

٩- لتحقيق ذلك اضغط على اسم الظرف الأول **baseline** ثم اضغط على السهم الموجود بالوسط والذي يشير إلى المربع المعنون "Within-Subjects Variables [cond]"، فتجد أن الفراغ الأول يصبح **baseline[1]** مما يؤكد

أن المتغير **baseline** يطابق المستوى الأول للمتغير المستقل داخل المجموعات.

١٠-كرر هذا الإجراء لكي تنقل المتغيرات الأخرى **comedy – meditate – music – nature** بنفس الطريقة. وعندما تنتهي سوف تظهر المتغيرات الخمسة كلها في المربع "Within-Subjects Variables [cond]".

١١-اضغط على زر **Options** (في الركن الأسفل الأيمن من مربع الحوار) للحصول على مربع حوار آخر (غير موجود هنا) ثم اضغط على المربع الصغير المجاور لكلمة "Descriptives". وهذا يخبر SPSS بطباعة خلايا المتوسطات والانحرافات المعيارية.

١٢-اضغط على **Continue** للعودة إلى مربع الحوار.

١٣-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل الإحصائي.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في النهاية) ويمكن استرجاع ملف .relax من الأسطوانة المرنة، ثم اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل.

```
GLM BASELINE MEDITATE COMEDY NATURE MUSIC
    /WSFACTORS = COND (5)
    /PRINT = DESCRIPTIVE.
```

ويمكن استخدام أمر **GLM** في SPSS لتحليل عدد من التصميمات الأحادية والمتعددة، بما في ذلك التصميمات التي يقاس فيها نفس المتغير أكثر من مرة لكل فرد من أفراد العينة. وفي المثال الحالي نستخدم الأمر **GLM** للقيام بتحليل تباين أحادي داخل المجموعات (إعادة القياس).

وعند القيام بتحليل لإعادة القياس باستخدام الأمر **GLM** يجب تنظيم البيانات بحيث يصبح إعادة القياس عدة متغيرات مختلفة. لاحظ أنه رغم أننا نقيس نفس الشيء (معدل ضربات القلب) لكل فرد تحت الظروف الخمسة جميعها، فإننا ندخل قيم البيانات كما لو كانت خمسة متغيرات مختلفة. وكل متغير من هذه المتغيرات يمثل مستوى مختلفا لعامل داخل المجموعات (معدل ضربات القلب).

وبعد الأمر **GLM** يجب كتابة أسماء المتغيرات التابعة التي تمثل الحالات المختلفة أو مستويات المتغير المستقل. وفي مثالنا هذا أسماء المتغيرات هي

openkandil.com

.MUSIC – NATURE – COMEDY – MEDITATE – BASELINE
وكل متغير تابع يمثل معدل ضربات القلب في أزمنة مختلفة لكل فرد.

والأمر الفرعي **WSFACTORS/** (أي العوامل داخل المجموعات) يجب أن يكون الأمر الفرعي الذي يكتب بعد أسماء المتغيرات. ويجب بعد ذلك ذكر اسم العامل داخل المجموعات. ولا يمكن أن يكون هذا اسما لأحد المتغيرات التي لدينا بل يجب أن نستخدم اسما مختلفا. وفي المثال الحالي اخترنا اسم **COND** (نسبة إلى الظرف "Condition") للمتغير المستقل. ثم يجب أن نكتب بين قوسين عدد مستويات للعامل داخل المجموعات. وفي هذا المثال نقيس معدل ضربات القلب تحت خمسة ظروف أو حالات، ولذلك فإن لدينا **(خمسة)** مستويات للعامل داخل المجموعات **(COND)**. (ويخبر هذا SPSS أننا لسنا في الواقع نقيس خمس متغيرات تابعة، بل إن لدينا فقط درجات لخمسة مستويات للمتغير المستقل المسمى **COND)**.

والأمر الفرعي **PRINT = DESCRIPTIVE/** يخبر SPSS لطباعة المتوسطات الملاحظة لكل مستوى من مستويات العامل داخل المجموعات (أي لكل متغير من المتغيرات المذكورة في الأمر).

النتائج

يوضح شكل ٩-٣ في الصفحات من ١٩٩ إلى ٢٠٢ النتائج التي يعطيها SPSS لتحليل المشكلة الحالية. والجزء الأول من هذه النتائج وعنوانه "Within-Subjects Factors" مجرد عرض للمتغيرات الخمسة التي تمثل حالات المعالجات الخمس والغرض هنا هو التأكيد على أن هذه هي المتغيرات التي اخترناها للتحليل. ويتبع هذا الجزء جزء آخر في نفس الصفحة وعنوانه "Descriptive Statistics"، ويعطي هذا الجزء المتوسط والانحراف المعياري و'ن' لكل متغير. ونجد هنا أن متوسطات العينة المكونة من ٢٠ فردا تتراوح بين ٧٣,٧٥ (للمتغير **meditate**) و ٨٤,٩٠ (للمتغير **baseline**).

أما القسم الثاني وعنوانه "Multivariate Tests" قد لا يهم إلا الباحثين المتقدمين. فالاختبارات في هذا الجزء والتي عنوانها "Pillai's Trace" و "Wilks' Lambda" إلى آخره، هي اختبار لأثر المتغير "COND" باستخدام الأسلوب متعدد التغير (MANOVA). وهذا أسلوب مختلف تماما لإجراء تحليل التباين

مع إعادة القياس عن الأسلوب المألوف والذي يستخدم أسلوب مجموع المربعات الأحادي. وفي حالتنا بالذات تتفق جميع الاختبارات تماما مع بعضها البعض، ولكن هذا لا يصدق على غيرها من الاختبارات المشابهة. وكل واحد من هذه الاختبارات يقودنا إلى الاعتقاد بأن هناك أثرا دالا إحصائيا للمتغير COND (أي أن مستوى الدلالة ".Sig" يبلغ 000. وهي أقل من مستوى ألفا التقليدي الذي يبلغ ٠٥, أو ٠١,).

أما القسم التالي من النتائج المطبوعة والذي عنوانه "اختبار موكلي للدورية" "Mauchly's Test of Sphericity"، فيحتوي على عدد من الإحصائيات التي لا تهم إلا المستخدمين المتقدمين غالبا. ويقصد من اختبار مربع كاي اختبار الفرض بأن مسلم الدورية لاختبارات ف الأحادية مستوف. (وفي هذا المثال نجد أن الاختبار دال عند مستوى ٠٠٠, مما يشير إلى أن هذا المسلم قد انتهك). ويوجد إلى اليمين من هذا ثلاث قيم لإحصاءة يطلق عليها "أبسلون" "epsilon" والغرض منها عمل تصحيحات لاختبارات 'ف' الأحادية عندما ينتهك مسلم الدورية. ونظرا لأن SPSS سوف يحسب هذه التصحيحات ويعطي النتائج للاختبارات المعدلة في قسم تال، فلن يكون لدينا أي حاجة لمعرفة القيم الفعلية لإحصاءات أبسلون.

وعنوان القسم التالي "Tests of Within-Subjects Effects" وفيه نجد الاختبار الأحادي المألوف للفرض الذي نريد اختباره. وعنوان الجزء الأعلى من الجدول "COND" ويحتوي على عدة صيغ من اختبار 'ف' لأثر المتغير COND. والسطر الأول يعطي الاختبار المتعارف عليه والمألوف لمن يستخدمون تحليل التباين في الإحصاء وقد عنون هذا السطر "Sphericity Assumed" لأنه إذا انتهك هذا المسلم عن المجتمع تكون نتائج اختبارات 'ف' غير دقيقة. والسطور الثلاثة التالية تعطي أنواعا مختلفة من اختبارات 'ف' المصححة (مثل "Greenhouse-Geisser" وغيرها) والغرض من هذه الاختبارات تصحيح قيم 'ف' عندما ينتهك مسلم الدورية. (وتتضمن هذه الاختبارات تعديل درجات الحرية. لاحظ أن درجات الحرية تختلف من صف لآخر).

شكل ٩ – ٣ نتائج تحليل التباين داخل المجموعات

General Linear Model

Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE_1

FACTOR1	Dependent Variable
1	BASELINE
2	MEDITATE
3	COMEDY
4	NATURE
5	MUSIC

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
BASELINE	84.90	7.511	20
MEDITATE	73.75	6.942	20
COMEDY	78.65	7.036	20
NATURE	74.65	7.006	20
MUSIC	77.70	7.420	20

obeikandl.com

Multivariate Tests[b]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.
FACTOR1	Pillai's Trace	.951	78.351[a]	4.000	16.000	.000
	Wilks' Lambda	.049	78.351[a]	4.000	16.000	.000
	Hotelling's Trace	19.588	78.351[a]	4.000	16.000	.000
	Roy's Largest Root	19.588	78.351[a]	4.000	16.000	.000

a. Exact statistic

b.
Design: Intercept
Within Subjects Design: FACTOR1

Mauchly's Test of Sphericity[b]

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.
FACTOR1	.094	41.250	9	.000

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

obeikandi.com

Mauchly's Test of Sphericity[b]

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Epsilon[a]		
	Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
FACTOR1	.442	.484	.250

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

b.
Design: Intercept
Within Subjects Design: FACTOR1

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
FACTOR1	Sphericity Assumed	1547.660	4	386.915	207.754	.000
	Greenhouse-Geisser	1547.660	1.769	874.709	207.754	.000
	Huynh-Feldt	1547.660	1.938	798.734	207.754	.000
	Lower-bound	1547.660	1.000	1547.660	207.754	.000
Error(FACTOR1)	Sphericity Assumed	141.540	76	1.862		
	Greenhouse-Geisser	141.540	33.617	4.210		
	Huynh-Feldt	141.540	36.815	3.845		
	Lower-bound	141.540	19.000	7.449		

obeikandl.com

Tests of Within-Subjects Contrasts

Measure: MEASURE_1

Source	FACTOR1	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
FACTOR1	Linear	364.500	1	364.500	222.685	.000
	Quadratic	543.214	1	543.214	215.343	.000
	Cubic	162.000	1	162.000	213.750	.000
	Order 4	477.946	1	477.946	188.749	.000
Error(FACTOR1)	Linear	31.100	19	1.637		
	Quadratic	47.929	19	2.523		
	Cubic	14.400	19	.758		
	Order 4	48.111	19	2.532		

Tests of Between-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1
Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	607308.490	1	607308.490	2421.429	.000
Error	4765.310	19	250.806		

obeikandl.com

و قد وضع بند الخطأ المرتبط بكل ظرف في النصف الأسفل من الجدول تحت عنوان "Error(COND)". وفي مثالنا الحالي نجد أن النسبة الفائية غير المصححة ("Sphericity Assumed") تبلغ ٢٠٧,٧٥٤ وهذه نتيجة قسمة متوسط المربعات MS_{COND} (٣٨٦,٩١٥ من النصف العلوي من الجدول) على MS_{ERROR} (١,٨٦٢ من النصف السفلي من الجدول)، وقيمة ل المرتبطة بناتج القسمة تقل عن ("0005.")، (لاحظ أن قيمة ل المذكورة وهي ("000.") قيمة مقربة). ونحن نرفض الفرض الصفري على هذا الأساس. ونصل أيضا إلى نفس الخلاصة باستخدام أي من الاختبارات المصححة.

أما الأقسام المتبقية من النتائج فمن المحتمل أنها لا تهم معظم المستخدمين. فالقسم المعنون "Tests of Within-Subjects Contrasts" يقسم أثر المتغير COND في مجموعة من المتقابلات المتعامدة، ويعطي اختبار دلالة لكل منها. والوضع الافتراضي هو بناء هذه المتقابلات بناء على نوع من التحليل يطلق عليه تحليل التوجهات "Trend Analysis". وفي مثالنا الحالي فإن مجموعة المتقابلات المذكورة لا معنى لها، ولكن في حالات أخرى (كما هو الحال عندما يمثل عامل إعادة القياس اختلافات عبر الزمن) يمكن أن تكون مفيدة. وهناك عدة طرق نطلب بها من SPSS إنشاء هذه المتقابلات، إلا أن هذا الموضوع خارج عن أهداف هذا الكتاب. أما القسم الأخير من التحليل والذي عنوانه "Tests of Between-Subjects Effects" ليست له أهمية في مثالنا الحالي لأنه ليس لدينا متغيرات مستقلة بين المجموعات في هذا التصميم الأحادي. واختبار 'ف' الوحيد المطبوع هنا هو لقيمة يطلق عليها التقاطع "Intercept" وهذا المفهوم ليس له أهمية بشكل عام. (ويمكن القول بشكل عام أنه اختبار للفرض الصفري بأن المتوسط العام في المجتمع يساوي صفرا. وهذا بوضوح أمر لا معنى له في مثالنا الحالي، وليس مستغربا أنه "دال" إحصائيا).

ونقول في ختام هذا الفصل أن موضوع تحليل التباين داخل المجموعات موضوع شديد التعقيد، والدليل على ذلك أننا حصلنا على هذا الكم الكبير من النتائج التي لا يقل عددها عن ثماني اختبارات مختلفة لنفس الفرض الصفري. وبناء على عدد من العوامل فقد تتفق بعض هذه الاختبارات مع بعضها البعض، في حين أن بعضها الآخر لا يتفق. فأي هذه الاختبارات نستخدم؟ لأن الموضوع شديد التعقيد فإنه خارج عن نطاق هذا الكتاب. ومع ذلك فلدينا تعليقين موجزين على هذا الأمر:

١- نظرا لأن الانتهاكات التي يتعرض لها مسلم الدورية قد تؤدي إلى تحيز شديد في نتيجة الاختبار الأحادي غير المصحح ("Sphericity Assumed") فمن الأفضل في معظم الحالات ألا نعتمد على هذه النتيجة. وتوصي معظم كتب الإحصاء باستخدام اختبار مصحح بدلا من هذا الاختبار إما باستخدام تعديل ("Greenhouse-Geisser") أو تعديل ("Huynh-Feldt").

٢- يجب أن ننوه أن الاختبارات متعددة المتغيرات آخذة في الانتشار كبديل للاختبارات أحادية المتغيرات التقليدية، لأنها لا تعتمد على مسلم الدورية بالمرة. وأكثر هذه الاختبارات استخداما تلك التي تقوم على "Pillai's Trace" وعلى "Wilks' Lambda".

obeikandl.com

الفصل العاشر

تحليل التباين المختلط

(بين المجموعات وداخلها)

في هذا النوع من التصميم يكون لدينا خليط من تحليل التباين بين المجموعات وتحليل التباين داخل المجموعات (إعادة القياس). ومن هنا جاءت كلمة مختلط، حيث أن هذا التصميم يجمع بين تحليل التباين بين المجموعات، وتحليل التباين داخل المجموعات. ويمكن أن يكون لدينا متغير أو أكثر بين المجموعات، ومتغير أو أكثر داخل المجموعات. وفي البحث الذي سوف نتناوله بعد قليل لدينا متغير الشكل (متغير داخل المجموعات وله ثلاثة مستويات)، ومتغير المجموعة (متغير بين المجموعات وله مستويان). وبذلك يكون لدينا متغيران مستقلان: أحدهما بين المجموعات (عامل المجموعة) والثاني داخل المجموعات {عامل الشكل). وفي هذا التصميم يكون لكل فرد أو حالة درجة في إحدى المجموعتين (عامل المجموعة)، ودرجة في كل مستوى من مستويات متغير الشكل. أي أن لدينا متغيرين مستقلين: متغير بين المجموعات والثاني متغير العامل داخل المجموعات.

ويمكن استخدام تحليل التباين المختلط في أنواع مختلفة من الدراسات مثل:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية.
- الدراسات الطولية.

أسس تحليل التباين المختلط:

تحليل التباين المختلط من التصميمات الشائعة في البحوث السلوكية لأنه يشكل

obeikandl.com

نوعا من التوفيق بين التصميمات التي تتكون كلها من متغيرات بين المجموعات والتصميمات التي تتكون كلها من متغيرات داخل المجموعات. وهذا التوفيق هام للغاية لأنه يجمع بين اقتصادية حجم العينة التي يتميز بها تحليل التباين داخل المجموعات كما أنه أقل تعرضا للمشكلات التي تنجم عن تعدد إعادة القياس بما يصحبه من آثار جانبية على استجابات أفراد العينة والتي تحدث في التصميمات التي تكون كلها داخل المجموعات. وهذا التصميم مناسب تماما للدراسات الطولية التي تهتم بدراسة أكثر من مجموعة عبر الزمن. ويلاحظ أن المجموعات قد تكون مجموعات طبيعية (مثل الذكور والإناث)، وقد تكون مجموعات تجريبية (مثل مجموعات المعالجة والضبط).

مسلمات تحليل التباين المختلط:

تصميم تحليل التباين المختلط كما رأينا مزيج من تحليل التباين بين المجموعات وتحليل التباين داخل المجموعات، ولذلك فليس من المستغرب أن تكون مسلمات هذا التصميم مزيجا من تصميمي بين المجموعات وداخلها.

وكما رأينا في الفصل الثامن تجرى الاختبارات متعددة المتغيرات على فروق الدرجات، ولذلك فإن مسلمات المتغيرات المتعددة تتعلق بهذه الفروق. وعدد المتغيرات التي لها فروق درجات يساوي عدد المستويات داخل المجموعات ناقصا ١. ورغم أنه يمكن حساب متغيرات فروق الدرجات بالعديد من الطرق، إلا أننا سوف نحسب هذه الفروق من طرح درجات أحد مستويات داخل المجموعات من درجات المستوى المجاور للعامل. وفي مثالنا المبين فيما بعد لدينا ثلاثة مستويات للعامل داخل المجموعات، ولذلك فإننا نحسب فرقين فقط بين هذه المستويات على النحو التالي:

١- درجات المثلث من درجات المربع.
٢- درجات المربع من درجات المستطيل.

مسلمات تحليل التباين الأحادي لإعادة القياس:

المسلم رقم ١: *المتغير التابع موزع توزيعا اعتداليا بالنسبة لكل المجتمعات المتضمنة في التحليل.*

وإذا لم تكن التوزيعات اعتدالية يمكن لتحليل التباين المختلط إعطاء نتائج دقيقة بشكل معقول إذا كانت أحجام العينة متوسطة أو كبيرة. وفي معظم الحالات يمكن اعتبار

العينات التي تتكون من ١٥ حالة في كل مجموعة كبيرة بشكل كاف لإجراء التحليل والحصول على قيم دالة إحصائيا. وقد يتطلب الأمر عينات أكبر للحصول على نتائج صادقة إذا ابتعدت توزيعات المجتمع كثيرا عن التوزيع الاعتدالي.

المسلم رقم ٢: *تتساوى في المجتمع تباينات فروق الدرجات التي تحسب بين أي مستويين من مستويات العامل داخل المجموعات بغض النظر عن المستويين اللذين يتم اختيارهما.*

ويشار أحيانا إلى هذا المسلم بأنه مسلم التجانس أو مسلم تجانس تباينات فروق الدرجات. ومسلم التجانس له معناه فقط إذا كان لعامل داخل المجموعات أكثر من مستويين.

ولا يمكن الثقة في قيمة 'ل' المرتبطة بتحليل التباين إذا انتهك هذا المسلم. إلا أن بعض الطرق الأخرى لا تتطلب مسلم التجانس. وهناك طريقتان هما الطريقة البديلة لتحليل التباين الأحادي والتي تصحح درجات الحرية لتعوض عن انتهاك هذا المسلم، وطريقة التحليل متعدد المتغيرات والتي لا تتطلب مسلم التجانس.

المسلم رقم ٣: *الحالات عبارة عن عينات عشوائية من المجتمعات التي سحبت منها كما أن درجات الأفراد مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي تحليل التباين المختلط نتائج غير دقيقة إذا انتهك مسلم الاستقلالية. والنوع الوحيد من عدم استقلالية الدرجات المسموح به بين درجات المتغيرات التابعة هو أن يحصل نفس الأفراد على عدة درجات. وحتى هذا النوع من عدم استقلالية الدرجات محدود ومرتبط ويجب أن يتوافق مع مسلم التجانس.

مسلمات المتغيرات المتعددة لتحليل التباين المختلط

تجرى الاختبارات متعددة المتغيرات على فروق الدرجات، ولذلك فإن مسلمات المتغيرات المتعددة تتعلق بهذه الفروق. وعدد المتغيرات التي لها فروق درجات يساوي عدد المستويات داخل المجموعات ناقصا ١. ونظرا لأن لدينا ثلاثة متغيرات هي المثلث والمربع والمستطيل، فإن لدينا فقط متغيرين لهذه الفروق.

المسلم رقم ١: *فروق الدرجات متعددة المتغيرات موزعة توزيعا اعتداليا.*

إذا كانت فروق الدرجات متعددة المتغيرات موزعة توزيعا اعتداليا فإن كل فرق للدرجات موزع اعتداليا. وهذا الفرق موزع اعتداليا كذلك مع فرق الدرجات لكل

مستويين متجاورين. وإذا كان حجم العينة متوسطا أو كبيرا فإن انتهاك هذا المسلم لـــن يؤثر كثيرا على دقة النتائج.

المسلم رقم ٢: *الحالات التي يشملها التحليل عينة عشوائية من المجتمع، كما أن فروق الدرجات لأي فرد في العينة مستقلة عن بعضها البعض.*

لا يجب استخدام هذا الاختبار إذا انتهك مسلم استقلالية فروق الدرجات.

حجم الأثر:

يوفر SPSS ضمن الاختيارات حجم أثر المعالجات. ففي الطريقة العادية لتحليل التباين الأحادي يكون حجم الأثر مربع إيتا الجزئي. أما في التحليل متعـــدد المتغيـــرات فيكون حجم الأثر مرتبطا بلامـــدا (Wilk's Lambda λ) وهـــي مربـــع إيتـــا متعـــددة المتغيرات.

تنفيذ التحليل:

سوف نستخدم المثال التالي في إجراء تحليل التباين المختلط.

صمم باحث دراسة ليختبر الفرض بأن طلبة كلية الهندسة نظرا لتدريبهم المستمر في التمثيل ثنائي البعد للأبنية ثلاثية الأبعاد، لديهم إحساس أقوى بالشكل والتناســـق مـــن طلبة علم النفس.

وقد قدم الباحث لعينتين من طلبة كلية الهندسة وطلبة قسم علم النفس مجموعة من الأشكال الهندسية (تتكون من المثلث والمربع والمستطيل) على شاشة الحاســـب الآلـــي. ونظرا لأنه قدم هذه الأشكال لجميع أفراد العينة فإن هذا المتغير متغير داخل المجموعات. المجموعات. ويبين جدول رقم (١٠-١) البيانات التي حصل عليها الباحث.

التحليل الإحصائي:

أدخل البيانات في الأعمدة الخمسة الأولى من محرر البيانات وسمي المتغيـــرات الخمسة: case، group، triangle، square، rectangl، وذلك باستخدام الطريقة التي سبق شرحها في الفصل الثاني. ويوجد هـــذا الملـــف علـــى الأســـطوانة المرنـــة باســـم Shape.sav.

طريقة التأشير والضغط:

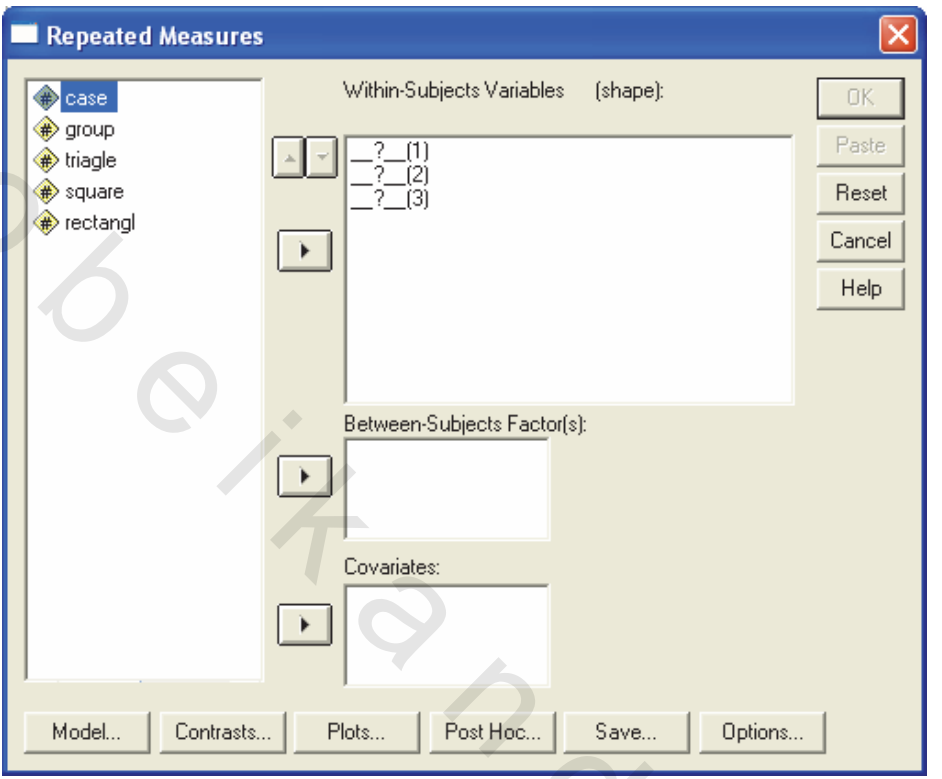
١- نبدأ بالمتغير المستقل المتعلق بالتحليل داخل المجموعات (إعادة القيـــاس) وهـــو شبيه بإجراءات تصميم داخل المجموعات البسيط، وذلك بالضغط فـــي شـــريط

القوائم على Statistics ثم GLM – Repeated Measures (الإصدار الثامن) أو على Analyze ثم General Linear Model ثم Repeated Measures (الإصدار التاسع وما بعده).

٢- ابدأ العملية كما لو كنت تجري تصميما بسيطا لداخل المجموعات، مع استخدام المتغير **shape** متغيرا مستقلا. وبإتباع التعليمات المذكورة في الفصل الثامن لتحديد اسم العامل داخل المجموعات، اكتب المتغير (العامل) **shape** (وليس cond كما في الفصل الثامن) ثم حدد عدد المستويات '٣' وليس '٥' كما في الفصل الثامن. ثم اضغط على Define لتحديد العامل داخل المجموعات باختيار **triangle** و **square** و **rectangl**.

جدول ١٠-١ بيانات التعرف على الأشكال

الطالب	المجموعة	مستويات عامل الشكل		
		مثلث	مربع	مستطيل
١	علم نفس	٢	١٢	٧
٢	علم نفس	٨	١٠	٩
٣	علم نفس	٤	١٥	٣
٤	علم نفس	٦	٩	٧
٥	علم نفس	٩	١٣	٨
٦	علم نفس	٧	١٤	٨
٧	علم نفس	٣	١١	٤
٨	علم نفس	٧	١٣	٥
٩	علم نفس	٦	١٢	٩
١٠	علم نفس	٥	١٤	٧
١١	هندسة	١٤	٣	٣٥
١٢	هندسة	١٣	٤	٣٠
١٣	هندسة	٢١	١٠	٣٥
١٤	هندسة	٢٦	٨	٣٠
١٥	هندسة	٢٢	٩	٢٨
١٦	هندسة	٢٠	٨	٢٧
١٧	هندسة	١٩	٧	٣٢
١٨	هندسة	٢١	٦	٣٢
١٩	هندسة	٢٥	٨	٣٣
٢٠	هندسة	١٧	٩	٣٠



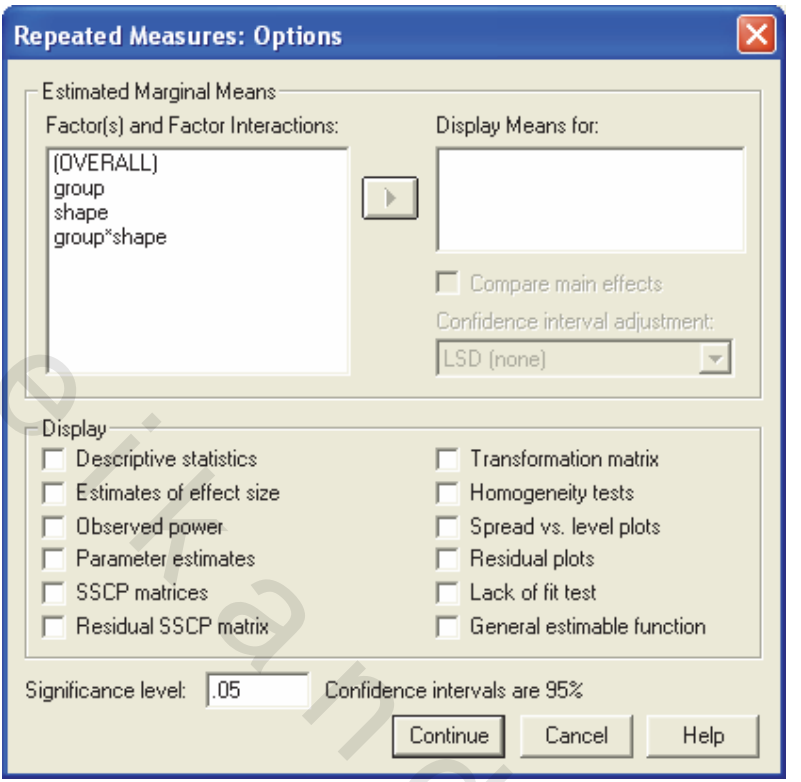
شكل ١٠-١ مربع حوار تحليل التباين داخل المجموعات

٣- نظرا لأن التصميم الحالي تصميم مختلط فإننا نحتاج أيضا إلى تحديد متغير مستقل بين المجموعات. ولذلك ننتقل إلى الجزء الذي يقع أسفل "Within-subjects Variables " وهو المربع الأصغر المعنون "Between-Subjects Factor(s)" ونحدد المتغير المستقل بالضغط عليه في القائمة الموجودة على اليسار، والمتغير في هذه الحالة هو **group**.

٤- اضغط على السهم الذي يشير إلى المربع "Between-Subjects Factor(s)".

٥- اضغط على Options ليظهر مربع الحوار شكل (١٠-٢).

٦- انقل المتغيرات **group – shape – group*shape** إلى مربع Display Means for: ثم على **Estimates of effect - Descriptive Statistics** **size**.



شكل ١٠-٢ مربع حوار الاختيارات لوحدة إعادة القياس

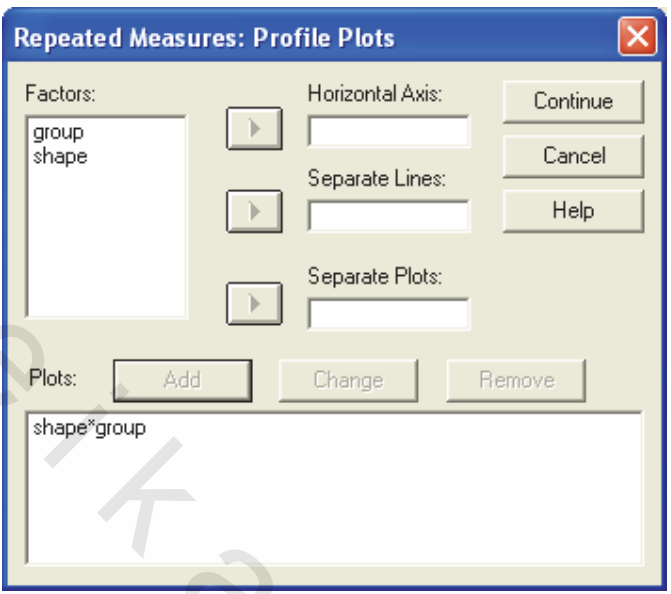
٧- للحصول على رسم بياني للتفاعل **group*shape** اضغط على Plot في مربع الحوار.

٨- عندما يظهر مربع حوار الرسوم (شكل ١٠-٣) انقل المتغير **shape** إلى مربع Horizontal Axis والمتغير **group** إلى مربع Separate groups.

٩- اضغط على Add لنقل المتغيرين إلى مربع Plots.

١٠-اضغط على Continue.

١١-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.



شكل ١٠-٣ مربع حوار الرسوم

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي ثم اكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في آخر السطر)، ويمكن استدعاء ملف Shape من الأسطوانة المرنة. ثم اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل. (لاحظ أننا استخدمنا عدة سطور، ولكن هذا أمر اختياري).

```
GLM
  triagle square rectangl BY group
  /WSFACTOR = shape 3 Polynomial
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /PLOT = PROFILE( shape*group )
  /EMMEANS = TABLES(group)
  /EMMEANS = TABLES(shape)
  /EMMEANS = TABLES(group*shape)
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /WSDESIGN = shape
  /DESIGN = group .
```


obeikandl.com

وقد استخدمنا أمر GLM من قبل في تصميم بين المجموعات (الفصل السادس) وتصميم داخل المجموعات الأحادي (الفصل السابع). لاحظ أن الأمر اللغوي في هذا التصميم المختلط يجمع بين عناصر كل من التصميمين السابقين. وأن BY GROUP في هذا الأمر تحدد المتغير بين المجموعات، والأمر الفرعي WSFACTORS/ يحدد المتغير داخل المجموعات (إعادة القياس)، وأن الأمر الفرعي /PRINT = DESCRIPTIVES يطلب الإحصاءات الوصفية. والأمر الفرعي ETASQ لطلب حجم الأثر. (انظر الفصلين السابع والثامن للحصول على تفصيلات أكثر).

وللحصول على رسم للتفاعل بين المتغيرين shape و group نكتب الأمر الفرعي

```
/PLOT = PROFILE( shape*group )
```

نتائج التحليل:

يوضح شكل ١٠-٤ النتائج التي نحصل عليها من SPSS. ويحمل القسمان الأول والثاني عنوان "Within-Subjects Factors" و "Between-Subjects Factors". ويساعد هذان الجدولان على التأكد من أنك قمت بتحديد متغيرات وعوامل التحليل بشكل صحيح. ونجد في الجدول الأول TRIANGLE و SQUARE و RECTANGL وهي المتغيرات التي تمثل المستويات الثلاثة للمتغير المستقل داخل المجموعات، كما نجد أن GROUP يمثل المتغير المستقل بين المجموعات. ويتبع هذان الجدولان مباشرة جدول بالإحصاءات الوصفية "Descriptive Statistics" التي تحدد المتوسط والانحراف المعياري و'ن' لكل من المجموعات الثلاث (انظر شكل ١٠-٤). حيث تجد متوسطات المتغير SHAPE بالنسبة لكل من مجموعتي المتغير GROUP.

أما الجدول التالي (شكل ١٠-٥) والمعنون "Multivariate Tests" فقد لا يهم إلا المستخدمين المهتمين بالإحصاء المتقدم فقط. ويلاحظ أن الجدول مقسم إلى قسمين. والاختبارات في النصف العلوي هي اختبارات الآثار الرئيسية للمتغير SHAPE وفي القسم السفلي نجد الاختبارات المتعلقة بالتفاعل SHAPE*GROUP. ويتضمن هذا الجدول عادة النتائج وفي داخل كل قسم نجد أربعة اختبارات سبق مناقشتها في الفصل السابع وهي الأقسام المعنونة "Pillai's Trace" و"Wilks' Lambda" إلى آخره.

وهذه اختبارات بديلة للقسم الخاص بالآثار الرئيسية أو التفاعل باستخدام أسلوب

obeikandl.com

المتغيرات المتعددة (MANOVA). وهو أسلوب مختلف تماما لإجراء تحليل التباين بطريقة إعادة القياس عن الأسلوب المألوف باستخدام التحليل أحادي التغير أي طريقة مجموع المربعات. وفي هذه الحالة بالذات نجد أن جميع الاختبارات متعددة التغير تتفق مع بعضها البعض تماما، إلا أن هذا لا يحدث دائما. ونجد كذلك أن كلا من آثار SHAPE و SHAPE*GROUP دالة دلالة واضحة إذ بلغ مستوى الدلالة = .Sig") ("000. باستخدام الاختبار التقليدي لألفا = ٠٥, أو ٠١,.

Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE_1

SHAPE	Dependent Variable
1	TRIAGLE
2	SQUARE
3	RECTANGL

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
GROUP	1	Pschology	10
	2	Engineering	10

Descriptive Statistics

	GROUP	Mean	Std. Deviation	N
TRIAGLE	Pschology	5.70	2.214	10
	Engineering	19.80	4.237	10
	Total	12.75	7.946	20
SQUARE	Pschology	12.30	1.889	10
	Engineering	7.20	2.251	10
	Total	9.75	3.307	20
RECTANGL	Pschology	6.70	2.058	10
	Engineering	31.20	2.700	10
	Total	18.95	12.784	20

شكل ١٠-٤ جزء من نتائج التحليل

obeikandl.com

أما القسم التالي من النتائج وهو Mauchly's Test of Sphericity والخاص باختبار تجانس التغاير (شكل ٩-٥). وهذا الاختبار هام للطريقة الأحادية. وفي هذا الاختبار نحصل على نتيجة من اثنتين وهما:

- إذا لم يكن الاختبار دالا (قيمة 'ل' تزيد على ٠٥,) فإننا يمكن لنا قبول 'ل' التي تعطيها النتائج أمام (Sphericity Assumed) في جداول تحليل التباين الأحادي.
- إذا كان الاختبار دالا (أي أن قيمة 'ل' تساوي أو تقل عن ٠٥,) فلابد لنا من قبول أحد الاختبارات الأكثر تحفظا مثل اختبار **(Greenhouse Geisser)** في جداول تحليل التباين الأحادي.

Multivariate Tests[b]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
SHAPE	Pillai's Trace	.881	62.926[a]	2.000	17.000	.000	.881
	Wilks' Lambda	.119	62.926[a]	2.000	17.000	.000	.881
	Hotelling's Trace	7.403	62.926[a]	2.000	17.000	.000	.881
	Roy's Largest Root	7.403	62.926[a]	2.000	17.000	.000	.881
SHAPE * GROUP	Pillai's Trace	.959	197.963[a]	2.000	17.000	.000	.959
	Wilks' Lambda	.041	197.963[a]	2.000	17.000	.000	.959
	Hotelling's Trace	23.290	197.963[a]	2.000	17.000	.000	.959
	Roy's Largest Root	23.290	197.963[a]	2.000	17.000	.000	.959

a. Exact statistic

b.
Design: Intercept+GROUP
Within Subjects Design: SHAPE

Mauchly's Test of Sphericity[b]

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon[a]		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
SHAPE	.920	1.426	2	.490	.926	1.000	.500

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

b.
Design: Intercept+GROUP
Within Subjects Design: SHAPE

شكل ١٠-٥ جزء من نتائج تحليل التباين المختلط

obeikandl.com

ويلاحظ أن قيمة ل في اختبار Mauchly تزيد على ٠٥, إذ تبلغ ٤٩٠, وهذا يعني أنه ليس هناك شبهة في عدم تجانس التغاير. ويمكننا استخدام اختبار 'ف' العادي المبين تحت عنوان "Tests of Within-Subjects effects" فهو يعطي الاختبارات الأحادية المألوفة للآثار الرئيسية للمتغيرات وتفاعلاتها التي تتضمن المتغيرات داخل المجموعات. والجزء الأعلى من هذا الجدول المعنون "SHAPE" يحتوي على أنواع مختلفة من اختبارات 'ف' للمؤثرات الرئيسية للمتغير SHAPE، أما الجزء الأوسط فيحتوي على الاختبارات المناظرة لتفاعل المتغيرين SHAPE*GROUP. وفي داخل كل قسم من أقسام الجدول نجد أن السطر الأول هو الاختبار الأحادي "Sphericity Assumed" وهو الاختبار الذي سوف نقبله طبقا لنتائج اختبار Mauchly.

وفي كل حالة يوجد البند المتعلق بالخطأ في الجزء السفلي من الجدول تحت عنوان "Error(SHAPE)" وهو يمثل في هذا التصميم المقام الذي نحسب على أساسه النسب الفائية. إذ نجد مثلا أن النسبة الفائية لاختبار SHAPE غير المصحح ("Sphericity Assumed") تبلغ ٦٨,٥٥٤ وهي نتيجة قسمة متوسط المربعات (٤٤٠,٢٦٧) في القسم الأعلى من الجدول على متوسط مربعات الخطأ (٦,٤٢٢) في القسم الأدنى من الجدول. وقيمة 'ل' المرتبطة بهذه القسمة هي ٠٠٠٥, (لاحظ أن القيمة ٠٠٠, المطبوعة هي قيمة مقربة). ونتيجة لذلك نرفض الفرض الصفري ونخلص من ذلك إلى أن تحليل التباين يؤكد أن للمتغير SHAPE آثارا رئيسية ترجع إلى اختلاف أداء الطلبة على المستويات الثلاثة للمتغير.

أما قسم النتائج الذي عنوانه "Tests of Within-Subjects Contrasts" (شكل ٩-٧) ويتولى هذا القسم بشكل عام تقسيم آثار المتغير SHAPE إلى مجموعة من المتقابلات المتعامدة ويعطي اختبار دلالة لكل منها (وقد سبق أن ناقشنا ذلك في الفصل السابع).

أما الجزء التالي من النتائج (شكل ١٠-٧) فيحتوى على الاختبارات بين المجموعات تحت عنوان "Tests of Between-Subjects Effects". وفي مثالنا الحالي لا يوجد غير متغير واحد لبين المجموعات وهو المتغير "GROUP". (ويوجد ما يسمى بالتقاطع "Intercept" وهذا البند لا يهم معظم مستخدمي SPSS ولذلك يمكن تجاهله بمنتهى الاطمئنان). ويشير الصف المعنون "Error" إلى بند الخطأ الذي يستخدم لاختبار آثار بين المجموعات ويمثل تباين الأفراد داخل كل مجموعة. ويبين الجدول بالنسبة لكل مصدر من مصادر التباين مجموع المربعات ("Type III Sum of

("Squares"، ودرجات الحرية ("df")، ومتوسط المربعات "Mean Square". ونجد في هذه الحالة أن قيمة 'ف' تبلغ ٢١٥,٩٦ كما تبلغ قيمة 'ل' ".Sig" 000. وهي قيمة تقل عن ٠,٠٠٠. ويلاحظ أن الأثر الرئيسي للمتغير "GROUP" دال إحصائيا. وهذا يشير إلى أن هناك فرقا بين أداء طلبة علم النفس وطلبة الهندسة. كما أن حجم الأثر (Partial Eta Squared) يبلغ ٩٢٣, وهي قيمة عالية جدا تؤكد الفروق بين مجموعتي الطلبة.

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
SHAPE	Sphericity Assumed	880.533	2	440.267	68.554	.000	.792
	Greenhouse-Geisser	880.533	1.851	475.702	68.554	.000	.792
	Huynh-Feldt	880.533	2.000	440.267	68.554	.000	.792
	Lower-bound	880.533	1.000	880.533	68.554	.000	.792
SHAPE * GROUP	Sphericity Assumed	2254.933	2	1127.467	175.557	.000	.907
	Greenhouse-Geisser	2254.933	1.851	1218.213	175.557	.000	.907
	Huynh-Feldt	2254.933	2.000	1127.467	175.557	.000	.907
	Lower-bound	2254.933	1.000	2254.933	175.557	.000	.907
Error(SHAPE)	Sphericity Assumed	231.200	36	6.422			
	Greenhouse-Geisser	231.200	33.318	6.939			
	Huynh-Feldt	231.200	36.000	6.422			
	Lower-bound	231.200	18.000	12.844			

شكل ٩-٦ جزء من نتائج تحليل التباين المختلط

ويلاحظ أنه على العكس من الموقف مع الاختبارات داخل المجموعات لا يوجد إلا اختبار واحد للأثر بين المجموعات، فلا يوجد اختبارات متعددة المتغيرات، كما لا يوجد بنود لتصحيح النسبة الفائية للاختبارات أحادية المتغير والتي رأيناها قبل ذلك في هذا الفصل والفصل السابق (مثل Greenhouse-Geisser وغيرها).

Tests of Within-Subjects Contrasts

Measure: MEASURE_1

Source	SHAPE	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
SHAPE	Linear	384.400	1	384.400	47.983	.000	.727
	Quadratic	496.133	1	496.133	102.648	.000	.851
SHAPE * GROUP	Linear	270.400	1	270.400	33.753	.000	.652
	Quadratic	1984.533	1	1984.533	410.593	.000	.958
Error(SHAPE)	Linear	144.200	18	8.011			
	Quadratic	87.000	18	4.833			

Tests of Between-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	11454.017	1	11454.017	1322.465	.000	.987
GROUP	1870.417	1	1870.417	215.956	.000	.923
Error	155.900	18	8.661			

شكل ١٠-٧ جزء من نتائج تحليل التباين المختلط

obeikandl.com

Estimated Marginal Means

1. GROUP

Measure: MEASURE_1

GROUP	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Pschology	8.233	.537	7.104	9.362
Engineering	19.400	.537	18.271	20.529

2. SHAPE

Measure: MEASURE_1

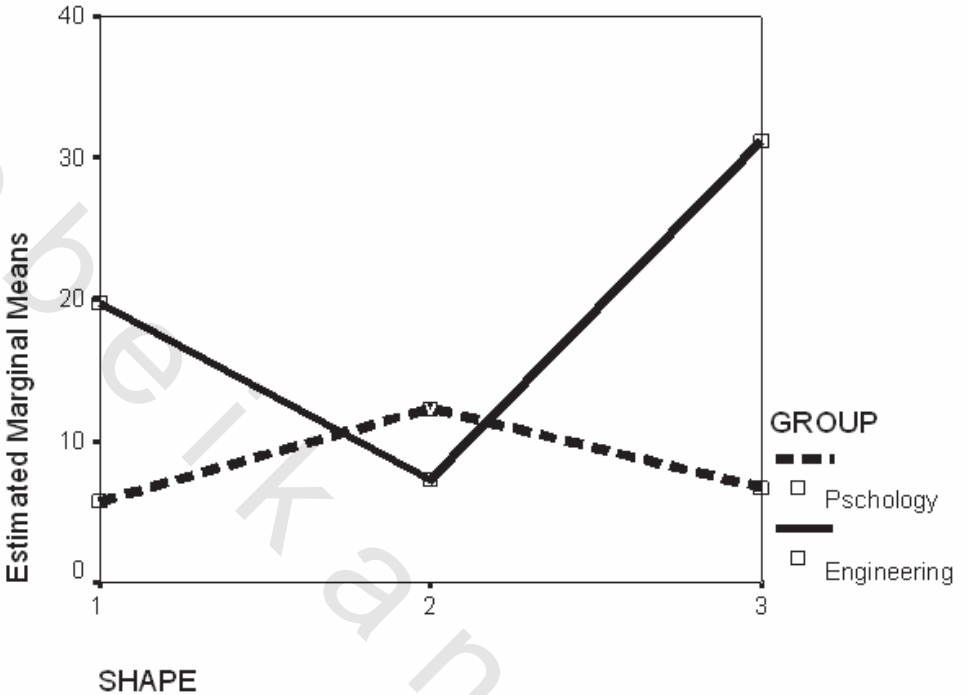
SHAPE	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
1	12.750	.756	11.162	14.338
2	9.750	.465	8.774	10.726
3	18.950	.537	17.822	20.078

3. GROUP * SHAPE

Measure: MEASURE_1

GROUP	SHAPE	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Pschology	1	5.700	1.069	3.454	7.946
	2	12.300	.657	10.920	13.680
	3	6.700	.759	5.105	8.295
Engineering	1	19.800	1.069	17.554	22.046
	2	7.200	.657	5.820	8.580
	3	31.200	.759	29.605	32.795

شكل ١٠-٨ جزء من نتائج تحليل التباين المختلط



شكل ١٠-٩ رسم التفاعل بين المتغيرين SHAPE و GROUP

يلاحظ أن التفاعل بين المتغيرين دال إحصائيا (انظر شكل ١٠-٦)، والسبب في هذا التفاعل انخفاض متوسط مجموعة طلبة كلية الهندسة في المتغير SQUARE (المستوى الثاني للمتغير SHAPE) عن متوسط طلبة علم النفس، وذلك بعكس المتغيرين الآخرين (RECTANGL – TRIANGLE) حيث يزيد متوسطا طلبة الهندسة فيهما عن متوسطي طلبة علم النفس.

obeikandl.com

الفصل الحادي عشر

تحليل التغاير الأحادي

يهدف تحليل التغاير ANCOVA إلى تقويم مدى اختلاف متوسطات المتغير التابع في المجتمع في عدد من مستويات عامل من العوامل، مع تعديل الفروق الموجودة في المتغير المصاحب، وبمعنى آخر هل تختلف المتوسطات المعدلة للمجموعات عن بعضها البعض؟

ويجمع هذا الأسلوب الإحصائي بين تحليل الانحدار وتحليل التباين. ويمكن أن يكون مفيدا في الدراسات غير العشوائية حيث يمكننا هذا الأسلوب من الحصول على نتائج أكثر دقة. إلا أنه يجب الحذر عند استخدام تحليل التغاير وإلا فقد نحصل على نتائج مضللة في بعض الحالات.

ويجب أن يكون لكل فرد أو حالة في تحليل التغاير الأحادي درجة في ثلاثة متغيرات هي: متغير تصنيفي أي المتغير المستقل (العامل)، ومتغير مصاحب، ومتغير تابع. ويقسم المتغير المستقل الأفراد في مجموعتين أو أكثر، بينما يميز المتغير المصاحب والمتغير التابع بين الأفراد على طول بعدين كميين.

الغرض من تحليل التغاير:

١- تجنب التحيز المنتظم.
٢- خفض التباين داخل المجموعات وكذلك تباين الخطأ.

وأفضل طريقة للتعامل مع الخطأ المنتظم (ويحدث عند استخدام المجموعات غير العشوائية التي تختلف بشكل منتظم على عدد من المتغيرات) هو التعيين العشوائي للأفراد في مجموعات، وبذلك تتكافأ المجموعات في جميع المتغيرات. وإذا لم يكن من الممكن استخدام التعيين العشوائي يمكن لتحليل التغاير أن يقلل من التحيز.

obeikandl.com

ويحدث التباين داخل المجموعات أساسا بسبب الفروق بين الأفراد، ويمكن التعامل مع هذا النوع من التباين بعدة طرق:

- اختيار العينة (حيث يؤدي التجانس بين الأفراد إلى خفض تباين المحك).
- التصميم العاملي.
- استخدام إعادة القياس.
- تحليل التغاير.

ونظرا لأن تحليل التغاير يرتبط بالعوامل التجريبية الأساسية (التعيين العشوائي للمجموعات) فإن استخدام تحليل التغاير بشكل سليم ضمن التصميم التجريبي يكون وسيلة مفيدة كعامل من عوامل الضبط.

والغرض الأساسي من استخدام تحليل التغاير في البحوث غير التجريبية هو تعديل متوسطات الاختبار البعدي لتتوافق مع الفروق الأولية بين المجموعات والتي يزيد احتمالها في المجموعات غير العشوائية. إلا أنه يجب التحذير من أنه حتى لو استخدمنا عدة متغيرات مصاحبة فإن ذلك لن يساعد على تحقيق التكافؤ بين المجموعات غير العشوائية، أي أننا لن نتمكن من إلغاء التحيز. ومع ذلك فإن استخدام متغيرين مصاحبين أو أكثر قد يساعد على الحصول على مقارنات أفضل.

تطبيق تحليل التغاير:

يستخدم تحليل التغير الأحادي لتحليل البيانات في عدة أنواع من الدراسات مثل:

١- الدراسات التي يوجد بها اختبار قبلي مع تعيين الأفراد تعيينا عشوائيا طبقا لمستويات المتغير المستقل.

٢- الدراسات التي يوجد بها اختبار قبلي مع تعيين عشوائي للأفراد على مستويات المتغير المستقل وفقا لنتائج المتغير القبلي.

٣- الدراسات التي يوجد بها اختبار قبلي، مع مطابقة للأفراد على الاختبار القبلي، وتعيين عشوائي للأفراد على مستويات المتغير المستقل.

أسس تحليل التغاير:

تقوم 'ف' بتحديد ما إذا كانت هناك فروق بين متوسطات المتغير التابع في مستويات العامل في المجتمع بعد تعديلها وفقا للفروق في المتغير المصاحب. فإذا كان للعامل أكثر من مستويين وكانت 'ف' دالة يجب أن يتبع ذلك اختبارات تتبعية لمتوسطات

المجموعات المختلفة المعدلة. فإذا كان للعامل ثلاثة مستويات يجب القيام بثلاثة أزواج من المقارنات بين المتوسطات المعدلة: المجموعة الأولى في مقابل المجموعة الثانية، والمجموعة الأولى في مقابل المجموعة الثالثة والمجموعة الثانية قي مقابل المجموعة الثالثة.

وتتوقف دقة تحليل التغاير في تعديل درجات المتغير التابع وفق الاختلاف في المتغير المصاحب على نوع الدراسة. وفيما يلي أهم أسس الدراسات التي يمكن فيها القيام بتحليل التغير:

- **الدراسات ذات الاختبار القبلي مع تعيين عشوائي لمستويات المتغير المستقل:** يمكن تطبيق تحليل التغاير الأحادي في البيانات التي يتم فيها ما يلي:
  ١- اختبار جميع الحالات اختبارا قبليا.
  ٢- التعيين العشوائي لمجموعات مختلفة.
  ٣- تعرض المجموعات لمعالجات مختلفة.
  ٤- اختبار جميع الحالات اختبارا بعديا بعد انتهاء المعالجات.

ويمكن أن يكون الاختبار القبلي والاختبار البعدي مقياسا واحدا يطبق قبل وبعد المعالجات التجريبية. وقد يكون الاختباران القبلي والبعدي اختباران مختلفان ولكنهما عبارة عن صورتين من نفس المقياس. ويمكن كذلك أن يكون الاختباران مقياسين مختلفين لمفاهيم مختلفة. وإذا أمكن تحقيق المسلمات التي يتطلبها تحليل التغاير فلنا أن نتوقع أن ينجح تحليل التغاير في تعديل الاختلافات بين المجموعات في درجات المتغير التابع بما يتفق مع الاختلافات الأولية في المتغير المصاحب.

- **الدراسات ذات الاختبار القبلي مع تعيين الأفراد في مجموعات المتغير المستقل وفقا لمستوياتهم في الاختبار القبلي:** في مثل هذه الدراسات يمكن تطبيق تحليل التغاير الأحادي في البيانات التي يتم فيها ما يلي:
  ١- اختبار جميع الحالات اختبارا قبليا.
  ٢- التعيين العشوائي للأفراد في مجموعات مختلفة بناء على درجاتهم في الاختبار القبلي.
  ٣- تعرض المجموعات لمعالجات مختلفة.
  ٤- اختبار جميع الحالات اختبارا بعديا بعد انتهاء المعالجات.

openkan.com

ويمكن أن يكون الاختبار القبلي والاختبار البعدي مقياسا واحدا يطبق قبل وبعد المعالجات التجريبية. وقد يكون الاختباران القبلي والبعدي مقياسين مختلفين لمفاهيم مختلفة. وإذا أمكن تحقيق المسلمات التي يتطلبها تحليل التغاير فلنا أن نتوقع أن ينجح تحليل التغاير في تعديل الاختلافات بين المجموعات في درجات المتغير التابع بما يتفق مع الاختلافات الأولية في المتغير المصاحب.

- **الدراسات التي يتم فيها مطابقة الأفراد وفقا لنتائجهم في الاختبار القبلي مع تعيينهم في مجموعات المتغير المستقل تعيينا عشوائيا:** في مثل هذه الدراسات يمكن تطبيق تحليل التغاير الأحادي في البيانات التي يتم فيها ما يلي:
  ١- اختبار جميع الحالات اختبارا قبليا.
  ٢- تعيين الأفراد في مجموعات مختلفة بناء على درجاتهم في الاختبار القبلي.
  ٣- تعيين الأفراد تعيينا عشوائيا في مجموعات المتغير المستقل.
  ٤- تعرض المجموعات لمعالجات مختلفة.
  ٥- اختبار جميع الحالات اختبارا بعديا بعد انتهاء المعالجات.

وكما هو الحال في التطبيقين السابقين يمكن أن يكون الاختبار القبلي والاختبار البعدي مقياسا واحدا يطبق قبل المعالجات التجريبية وبعدها. وقد يكون الاختباران القبلي والبعدي مقياسين مختلفين لمفاهيم مختلفة. وإذا أمكن تحقيق المسلمات التي يتطلبها تحليل التغاير فلنا أن نتوقع أن ينجح تحليل التغاير في تعديل الاختلافات بين المجموعات في درجات المتغير التابع بما يتفق مع الاختلافات الأولية في المتغير المصاحب.

مسلمات تحليل التغاير الأحادي:

المسلم رقم ١: *توزيع المتغير التابع توزيع اعتدالي في المجتمع بالنسبة لأية قيمة من قيم المتغير المصاحب وفي أي مستوى من مستويات المتغير المستقل.*

ويتطلب هذا المسلم عدة اشتراطات بالنسبة لتوزيع المتغير التابع، إذ يتطلب توزيعا اعتداليا في المتغير المصاحب بالنسبة لكل قيمة من قيم المتغير المصاحب وما يقابلها من قيم المتغير المستقل. وفي العينات المتوسطة والكبيرة يمكن انتهاك هذا المسلم مع الحصول على نتائج دقيقة نسبيا. ويمكن اعتبار حجم العينة التي يبلغ عدد أفرادها ١٥ فردا في كل مجموعة عينة كبيرة بشكل كاف للحصول على قيم 'ل' تتصف بالدقة. ويمكن أن يحتاج الأمر إلى عينات أكبر للحصول على نتائج دقيقة إذا ابتعد توزيع المجتمع ابتعادا كبيرا عن التوزيع الاعتدالي.

المسلم رقم ٢: *تباينات المتغير التابع للتوزيعات المذكورة في المسلم رقم ١متساوية.*

إذا انتهك هذا المسلم مع اختلاف أحجام العينات تصبح نتائج تحليل التغاير الأحادي موضع شك. وحتى إذا تساوت أحجام العينات يجب الشك في نتائج الاختبارات التتبعية (post hoc) إذا اختلفت تباينات المجتمع.

المسلم رقم ٣: *أفراد العينات محسوبة بشكل عشوائي من المجتمع كما أن درجات المتغير التابع مستقلة عن بعضها البعض.*

يعطي تحليل التغاير الأحادي نتائج غير صحيحة إذا انتهك هذا المسلم.

المسلم رقم ٤: *يرتبط المتغير المصاحب ارتباطا خطيا بالمتغير التابع في جميع مستويات المتغير المستقل، كما أن الأوزان والانحدار الذي يربط المتغير التابع بالمتغير المصاحب متساوية في جميع مستويات المتغير المستقل.*

ويطلق أحيانا على الجزء الأخير من هذا المسلم مسلم تجانس الميل. وإذا لم يتحقق الميل أو الخطية يساء تفسير نتائج تحليل التغاير الأحادي. وسوف نناقش في هذا الفصل طريقة تقويم مسلم تجانس الميل.

تنفيذ تحليل التغاير:

أراد باحث أن يدرس أثر طريقة التدريس على التحصيل الدراسي لمادة اللغة العربية في الصف الأول الإعدادي. وقد اختار أن يجرب طريقتين للتدريس هما طريقة التعلم الذاتي وطريقة الاكتشاف. ولذلك قام باختيار ثلاث مجموعات تتكون كل مجموعة منها من ٢٥ طالبا. واستخدم التعيين العشوائي لتحديد المعالجات: وكانت المجموعة الأولى هي مجموعة التعلم الذاتي، والمجموعة الثانية هي مجموعة طريقة الاكتشاف، والمجموعة الثالثة تتعلم بالطرقة التقليدية. وقبل بدء التجربة طبق على المجموعات الثلاث اختبارا قبليا في اللغة العربية. ولكنه لاحظ قبل بدء المعالجات التجريبية أن هناك فروقا دالة إحصائيا بين المجموعات الثلاث في الاختبار القبلي. فقرر الاستمرار في التجربة لاختبار الفرض الصفري بعدم وجود أثر لطريقة التدريس على التحصيل الدراسي في اللغة العربية. على أن يستخدم درجات الاختبار القبلي كمتغير مصاحب لدرجات الاختبار البعدي. وبعد الانتهاء من التجربة التي استمرت أربعة أسابيع طبق الاختبار البعدي. وقد وضعت درجات الاختبارين القبلي والبعدي في ملف **achiev.sav** على الأسطوانة المرنة. وفيما يلي نقوم بتحليل البيانات التي حصلنا عليها. وهذه تتكون من ثلاثة اختبارات:

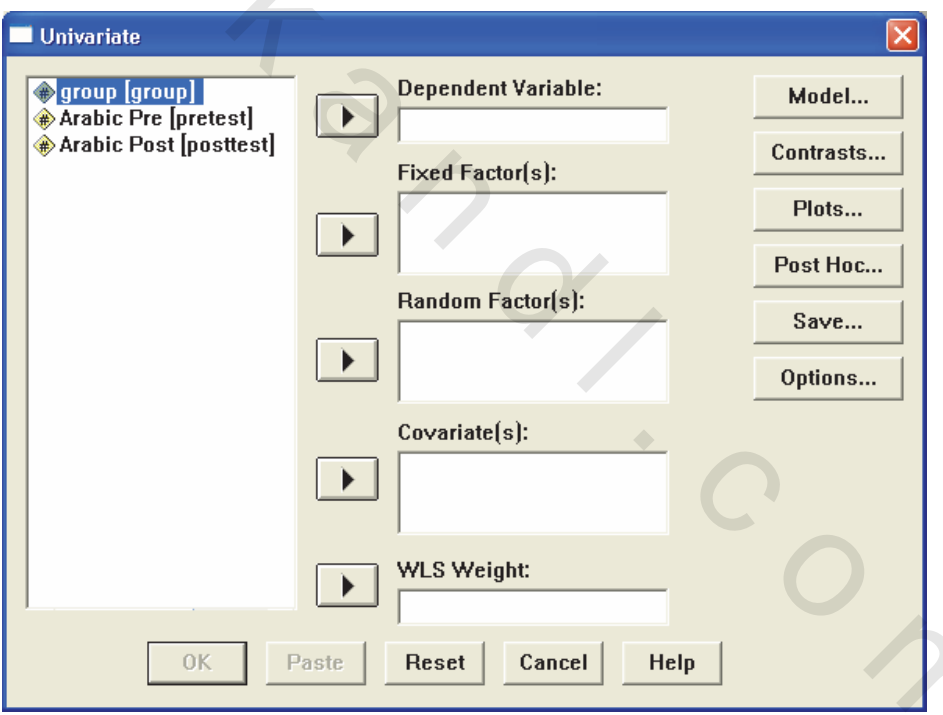
- اختبار مسلم الميل
- اختبار تقويم الفروق في المتوسطات المعدلة (تحليل التغاير).
- الاختبارات التتبعية post hoc

نبدأ أولا باختبار المسلم بتجانس ميل

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر) ثم على **General Linear Model** ثم على **Univariate**.

٢- عندما يظهر مربع حوار **Univariate** انقل المتغير **group** إلى Fixed Factors.



شكل ١١-١ مربع حوار تحليل التغاير الأحادي

٣- اضغط على **Arabic Pre** ثم انقل هذا المتغير إلى مربع **Covariate(s)**.

٤- اضغط على **Arabic Post** ثم انقل هذا المتغير إلى مربع **Dependent Variable**.

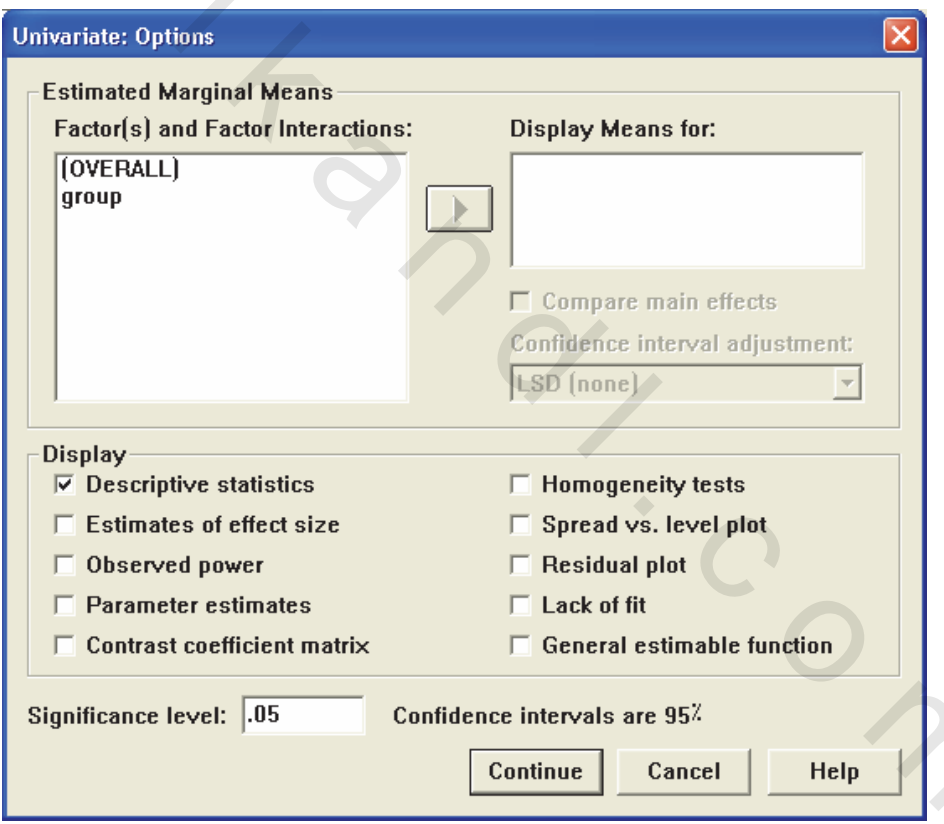
٥- اضغط على **Options** ليظهر مربع حوار جديد (شكل ١١-٢).

٦- اضغط على **Group** في مربع Factor(s) and Factor Interactions

٧- اضغط على السهم المتجه لليمين لنقل هذا المتغير إلى الجزء المعنون Display Means For:.

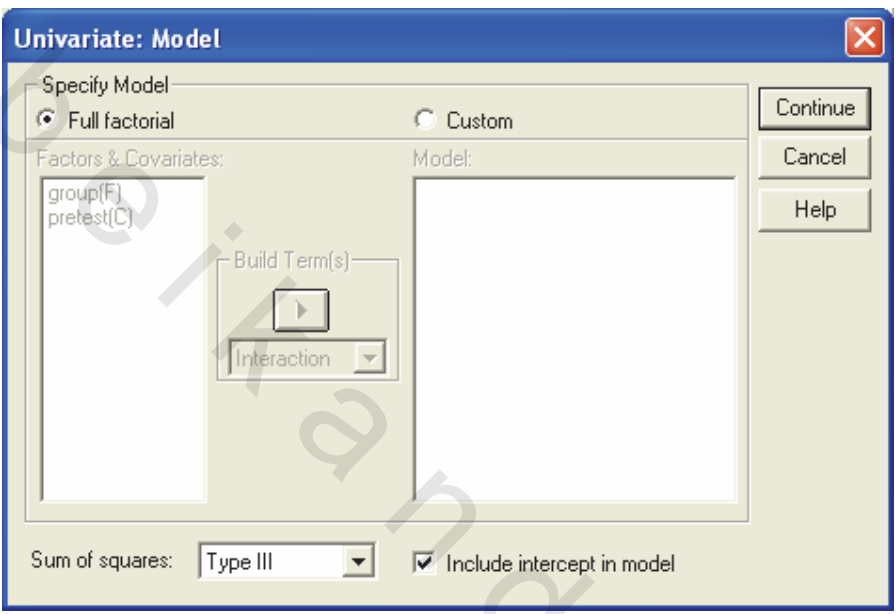
٨- في الجزء المعنون Display اختر **Descriptive Statistics – Estimates – of Effect Size Homogeneity tests**.

٩- اضغط على **Continue**.



شكل ١١-٢ مربع حوار الاختيارات

١٠-اضغط على **Model** ليظهر مربع حوار النموذج (انظر شكل ١١-٣).
١١- اضغط على **Custom** تحت **Specify Model.**
١٢- اضغط على **group(F)** تحت Factors and Covariates ثم على السهم المتجه لليمين لتجعل هذا المتغير يظهر في مربع **Model.**



شكل ١١-٣ مربع حوار تحديد النموذج Model

١٣- اضغط على **pretest(C)** ثم انقله إلى مربع **Model.**
١٤-اضغط على مفتاح CTRL واستمر في الضغط مع الضغط على **group(F)** و **pretest(C)** في مربع Factors and Covariates. تأكد من أن الاختيار الافتراضي Interaction قد حدد، في القائمة المنسدلة في مربع Build Terms وإذا لم يكن محددا حدده.
١٥-اضغط على السهم الذي يشير إلى اليمين ويجب أن يظهر في هذه الحالة **Group*Arabic Pre** في مربع Model.
١٦-اضغط على **Continue.**
١٧-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأوامر التالية ولا تنسى النقطة. ويمكن استدعاء ملف Achiev من الأسطوانة المرنة. بعد الانتهاء من كتابة الأوامر في المحرر اللغوي اضغط على Run لتنفيذ التحليل.

```
UNIANOVA
  posttest  BY group  WITH pretest
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /EMMEANS = TABLES(group) WITH(pretest=MEAN)
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = group pretest group*pretest .
```

نتائج تقويم تجانس الميل:

يجب اختبار مسلم الميل قبل إجراء تحليل التغاير الأحادي. ويقوم هذا الاختبار بتقويم التفاعل بين المتغير المصاحب والعامل (المتغير المستقل) في التنبؤ بالمتغير التابع. ويشير التفاعل الدال بين المتغير المصاحب والمتغير المستقل إلى أن الفروق بين المجموعات في المتغير التابع هي دالة المتغير المصاحب. فإذا كان التفاعل دالا فمعنى هذا أن نتائج تحليل التغاير لا يعتد بها، ويجب عدم إجراء هذا التحليل.

ويطلق على مصدر التفاعل group*pretest. وتشير النتائج في مثالنا الحالي إلى أن التفاعل غير دال إحصائيا إذ تبلغ قيمة ف (١,٧٣٤) كما تبلغ قيمة ل (,١٨٤) (شكل ١١-٤) ولذلك فإننا نواصل العمل في تحليل التغاير.

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Arabic Post

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	1744.472[a]	5	348.894	27.049	.000	.662
Intercept	291.410	1	291.410	22.592	.000	.247
GROUP	129.743	2	64.872	5.029	.009	.127
PRETEST	1101.867	1	1101.867	85.425	.000	.553
GROUP * PRETEST	44.739	2	22.370	1.734	.184	.048
Error	890.008	69	12.899			
Total	72678.000	75				
Corrected Total	2634.480	74				

a. R Squared = .662 (Adjusted R Squared = .638)

شكل ١١-٤ اختبار تجانس الميل

إجراء تحليل التغاير:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر) ثم على **General Linear Model** ثم على **Univariate**

٢- إذا لم تكن قد خرجت من SPSS فإن الاختيارات التي تمت في التحليل السابق ما تزال قائمة، وإلا أعد إجراء الخطوات من ٢ إلى ٩.

٣- اضغط على **Model**.

٤- اضغط على **Full Factorial**.

٥- اضغط على **Continue**.

٦- اضغط على **OK**.

نتائج تحليل التغاير:

يتبين من النتائج أن مصدر التباين الذي يطلق عليه **GROUP** يختبر الفرض الصفري بعدم وجود فروق بين المتوسطات المعدلة في المجتمع. وتشير نتائج التحليل إلى أنه يجب رفض الفرض الصفري لأن قيمة 'ف' تبلغ ٤١,٤٩١ وهي قيمة دالة إحصائيا (ل = ,٠٠١)، كما يبلغ حجم الأثر ,٥٣٩ مما يشير إلى قوة العلاقة بين المعالجات التجريبية (طرق التدريس) والاختبار البعدي مع ضبط نتائج الاختبار القبلي. ويقوّم اختبار 'ف' الفروق بين المتوسطات المعدلة الثلاثة والتي تبلغ في الجدول المعنون (Estimated Marginal Means) ٣٤,٧٨ للمجموعة التجريبية الأولى، و٣١,٦٨٠ للمجموعة التجريبية الثانية و٢٥,١٢٣ للمجموعة الضابطة.

وتتضمن النتائج تحليل المتغير المصاحب لضبط الفروق في هذا المتغير وهو هنا ليس محور التحليل. ولذلك كثيرا ما تغفل النتائج المتعلقة بالمتغير المصاحب في هذا الجزء من النتائج، ومع ذلك فإن نتائج SPSS تعطي هذا الجزء. واختبار المتغير المصاحب يبين العلاقة بين المتغير المصاحب والمتغير التابع مع تثبيت المتغير المستقل (المعالجات التجريبية). وفي مثالنا الحالي نجد أن هذه العلاقة دالة إحصائيا حيث تبلغ قيمة 'ف' ٨٩,٥٠٥ (ل = ,٠٠١) كما يبلغ حجم الأثر ,٥٥٨ مما يشير إلى أن ما يسهم به المتغير المصاحب يبلغ حوالي ٥٦٪ من التباين الذي يرجع إلى المتغير البعدي.

obeikandl.com

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Arabic Post

group	Mean	Std. Deviation	N
Experim 1	33.64	4.434	25
Experim 2	30.84	6.498	25
Control	27.20	5.115	25
Total	30.56	5.967	75

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Arabic Post

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	1699.733[a]	3	566.578	43.035	.000	.645
Intercept	279.472	1	279.472	21.228	.000	.230
PRETEST	1178.373	1	1178.373	89.505	.000	.558
GROUP	1092.495	2	546.248	41.491	.000	.539
Error	934.747	71	13.165			
Total	72678.000	75				
Corrected Total	2634.480	74				

a. R Squared = .645 (Adjusted R Squared = .630)

Estimated Marginal Means

group

Dependent Variable: Arabic Post

group	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Experim 1	34.877[a]	.737	33.407	36.348
Experim 2	31.680[a]	.731	30.222	33.137
Control	25.123[a]	.758	23.611	26.635

a. Evaluated at covariates appeared in the model: Arabic Pre = 24.65.

شكل ١١-٥ نتائج تحليل التغاير

obeikandl.com

إجراء المقارنات البعدية بين أزواج المتغيرات:

يمكن في هذا الاختبار استخدام الطريقة اللغوية وذلك بتنفيذ الأوامر اللغوية التالية (ملف achiev2 على الأسطوانة المرنة):

```
GLM POSTTEST BY GROUP
        /CONTRAST (GROUP) = DIFFERENCE
        /DESIGN .
```

ويبين شكل ١١-٦ نتائج المقارنات البعدية. وتشير هذه النتائج إلى الفروق في المتوسطات المعدلة في المجموعات الثلاث.

ولكل مقارنة زوجية ويطلق عليها (Custom Hypothesis Tests) مقارنة بين متوسطين، حيث نجد الفرق بين المتوسطين المعدلين بالنسبة لهذه المقارنة. كما نجد أن الجدول الثاني (Test Results) يعطي قيمة 'ف'، ودرجات الحرية، ومستوى الدلالة للمتغير التابع.

obeikandl.com

Custom Hypothesis Tests

Contrast Results (K Matrix)

group Difference Contrast			Dependent Variable: Arabic Post
Level 2 vs. Level 1	Contrast Estimate		-2.800
	Hypothesized Value		0
	Difference (Estimate - Hypothesized)		-2.800
	Std. Error		1.532
	Sig.		.072
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound	-5.855
		Upper Bound	.255
Level 3 vs. Previous	Contrast Estimate		-5.040
	Hypothesized Value		0
	Difference (Estimate - Hypothesized)		-5.040
	Std. Error		1.327
	Sig.		.000
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound	-7.685
		Upper Bound	-2.395

Test Results

Dependent Variable: Arabic Post

Source	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Contrast	521.360	2	260.680	8.882	.000
Error	2113.120	72	29.349		

شكل ١١-٦ نتائج المقارنات البعدية

obeikandl.com

obeikandl.com

الفصل الثاني عشر

تحليل التباين المتعدد

تحليل التباين المتعدد MANOVA امتداد لتحليل التباين أحادي المتغيرات. وكما هو الحال في تحليل التباين فإن المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) في تحليل التباين المتعدد عبارة عن عامل (أو عوامل)، ولكل عامل مستويان أو أكثر. وعلى العكس من تحليل التباين الأحادي أو العاملي فإن لتحليل التباين المتعدد أكثر من متغير تابع وليس متغيرا تابعا واحدا. والهدف من استخدام تحليل التباين المتعدد هو اختبار مدى الاختلاف بين مجموعة من متوسطات المجتمع على مدى مستويات المتغير أو المتغيرات المستقلة (العامل أو العوامل التي يتضمنها التحليل). وسوف نناقش هنا تحليل التباين المتعدد لمتغير واحد مستقل (أي لعامل واحد) One-Way MANOVA. ولكل حالة في SPSS في تحليل التباين المتعدد لبعد واحد توجد في أحد مستويات العامل ودرجتان أو أكثر على متغيرين تابعين كميين أو أكثر. ويمكن استخدام تحليل التباين المتعدد لبعد واحد في واحد من الحالات التالية:

- البحوث التجريبية الحقيقية
- البحوث التجريبية غير الحقيقية.
- الدراسات الميدانية.

أسس استخدام تحليل التباين المتعدد:

يختبر تحليل التباين المتعدد الفرض بأن متوسطات المتغيرات التابعة في المجتمع متساوية في كل المجموعات. وعلى هذا فإن تحليل التباين المتعدد لبعد واحد يختبر الفرض لا بتساوي متوسطات المجموعات في المتغيرات التابعة فقط، بل يتضمن أيضا اختبار هذه المتوسطات على تجميع خطي للمتغيرات التابعة.

ويعطي SPSS عددا من العمليات الإحصائية لاختبار الفروض في تحليل التباين

المتعدد ويطلق على هذه العمليات:

- Wilks' Lambda
- Pillai's Trace
- Hotelling's Trace
- Roy's Largest Root

وكل عملية من هذه العمليات تختبر فرضا متعدد المتغيرات بأن متوسطات المجتمع متساوية. وسوف نستخدم هنا ويلكس لامدا Wilk's Lambda لأنها الأكثر استخداما وبخاصة في تقارير البحوث في المجلات العلمية. ويعتبر Pillai's Trace بديلا معقولا لاختبار لامدا.

وإذا كانت نتائج تحليل التباين المتعدد دالة، فإن التحليلات التتبعية يمكن أن تحدد إذا ما كانت هناك فروق بين متوسطات المجموعات المختلفة بالنسبة لمتغيرات تابعة معينة وبالنسبة لتجميع معين من المتغيرات التابعة. ومن الطرق التتبعية الشائعة عمل عدد من اختبارات تحليل التباين الأحادي لكل متغير تابع مع ضبط الخطأ من النوع الأول بالنسبة لهذه الاختبارات باستخدام إحدى طرق بنفروني Bonferroni. وإذا أسفر أحد هذه الاختبارات عن فروق دالة وكان العامل يحتوي على أكثر من مستويين فإن من الواجب عمل اختبار تتبعي آخر بين هذه المستويات. وتتضمن هذه الاختبارات مقارنات زوجية بين المستويات المختلفة للعامل. وسوف نتبع هذه الطريقة في هذا الفصل.

وينتقد البعض هذا الأسلوب في القيام بعدد من الاختبارات التتبعية باستخدام تحليل التباين الأحادي على أساس أن كل اختبار منها لا يأخذ في اعتباره الطبيعة المتعددة لاختبار تحليل التباين المتعدد. لأن هذا النوع من التحليل يتجاهل أن الفروض في تحليل التباين المتعدد ينطوي تحتها فروض فرعية حول التجميع الخطي للمتغيرات التابعة. وبالطبع إذا كان لدينا تجميع محدد للمتغيرات التابعة فمن الممكن اختبار هذه التجمعات الخطية باستخدام تحليل التباين الأحادي بالإضافة إلى اختبارات تحليل التباين الأحادية التي تجرى على كل متغير تابع أو بدلا منها. مثال ذلك إذا كان لدينا متغيران تابعان في تحليل التباين المتعدد يقيسان نفس التكوين فيمكننا تمثيلهما بتحويل هذين المتغيرين إلى درجات معيارية (z scores) وجمعهما في متغير واحد واستخدامهما مجتمعين في اختبار لتحليل التباين الأحادي. ويمكن القيام بهذه العملية على المتغيرات التابعة الأخرى.

وإذا لم يكن لدينا أي بيان حول التجميعات الممكن اختبارها للمتغيرات التابعة، يمكن القيام باختبار تتبعي لتحليل التباين المتعدد باستخدام التحليل التمييزي. ويعطينا التحليل التمييزي (انظر الفصل القادم) تجميعا خطيا غير مرتبط للمتغيرات التابعة التي تؤدي إلى زيادة الفروق بين المجموعات. ويمكن تحديد هذه التجميعات أمبيريقيا ولكن لا يمكن تفسيرها.

مسلمات تحليل التباين المتعدد:

المسلم رقم ١: *المتغيرات التابعة موزعة توزيعا اعتداليا متعددا لكل مجتمع ويحدد هذه المجتمعات مستويات العامل.*

إذا كانت المتغيرات التابعة موزعة معا توزيعا اعتداليا يكون كل متغير منها موزعا توزيعا اعتداليا بغض النظر عن المتغيرات الأخرى ويكون كل متغير منها موزعا توزيعا اعتداليا مع أي تجميع من درجات المتغيرات الأخرى. ومن الصعب تصور تحقق هذا المسلم، ولذلك يمكن القول أن تحليل التباين المتعدد من بعد واحد يعطي نتائج صادقة نسبيا في ضوء الخطأ من النوع الأول وذلك باستخدام عينات ذات حجم متوسط أو كبير.

المسلم رقم ٢: *تباينات وتغايرات المتغيرات التابعة في المجتمع واحدة في جميع مستويات العامل.*

إذا اختلف حجم العينات وكانت تباينات وتغايرات المتغيرات التابعة غير متساوية فإن تحليل التباين المتعدد لبعد واحد لن يعطي نتائج سليمة. ويسمح SPSS باختبار مسلم تجانس التباينات والتغايرات باستخدام إحصاءة Box's M. ويجب الحذر عند تفسير اختبار 'ف' من هذه الإحصاءة، لأن النتيجة الدالة قد تكون راجعة إلى انتهاك مسلم اعتدال التوزيع الذي يتطلبه تحليل التباين المتعدد لبعد واحد، كما أن النتيجة غير الدالة قد تكون راجعة إلى نقص في القوة.

المسلم رقم ٣: *اختيار العينة اختيارا عشوائيا، كما أن درجة أي فرد في العينة في أي متغير مستقلة عن جميع درجات أفراد العينة الآخرين.*

لا يجب إجراء تحليل التباين المتعدد إذا انتهك مسلم الاستقلالية.

تنفيذ تحليل التباين المتعدد:

أراد باحث نفساني أن يختبر أثر استراتيجيات الاستذكار المختلفة على التعلم.

وقد اختار لذلك عينة عشوائية من ثلاثين طالبا ممن يدرسون مقررا عاما في علم النفس، وقد عين هؤلاء الطلبة تعيينا عشوائيا على ثلاث استراتيجيات مختلفة للاستذكار هي: استراتيجية التفكير، واستراتيجية الكتابة، واستراتيجية التحدث. وقد حضر أفراد العينة محاضرة عامة واحدة وزعوا بعدها في حجرات للاستذكار وفقا للمجموعة التي عينوا فيها. وتلقى الطلبة في جميع الغرف نفس مجموعة الأسئلة، إلا أن كل غرفة تلقت تعليمات مختلفة بالطريقة التي يتبعها أفراد المجموعة في الاستذكار. إذ تلقت مجموعة الكتابة تعليمات بكتابة الاستجابات على كل سؤال، وتلقت مجموعة التفكير تعليمات بالتفكير في إجابات الأسئلة، أما مجموعة التحدث فقد تلقت تعليمات بعمل حديث يمكنهم إلقاءه حول إجابات الأسئلة. وبعد انتهاء فترة الاستذكار أخذ جميع أفراد العينة اختبارا يتكون من أربعة أبعاد: بعد التذكر، وبعد التطبيق، وبعد التحليل، وبعد التركيب. وكان ملف بيانات SPSS يتكون من خمس متغيرات، متغير المجموعة (مجموعة التفكير، ومجموعة الكتابة، ومجموعة التحدث) بالإضافة إلى أربعة متغيرات تابعة هي درجات أسئلة التذكر، والتطبيق، والتحليل، والتركيب.

جدول ١٢-١ بيانات تحليل التباين المتعدد

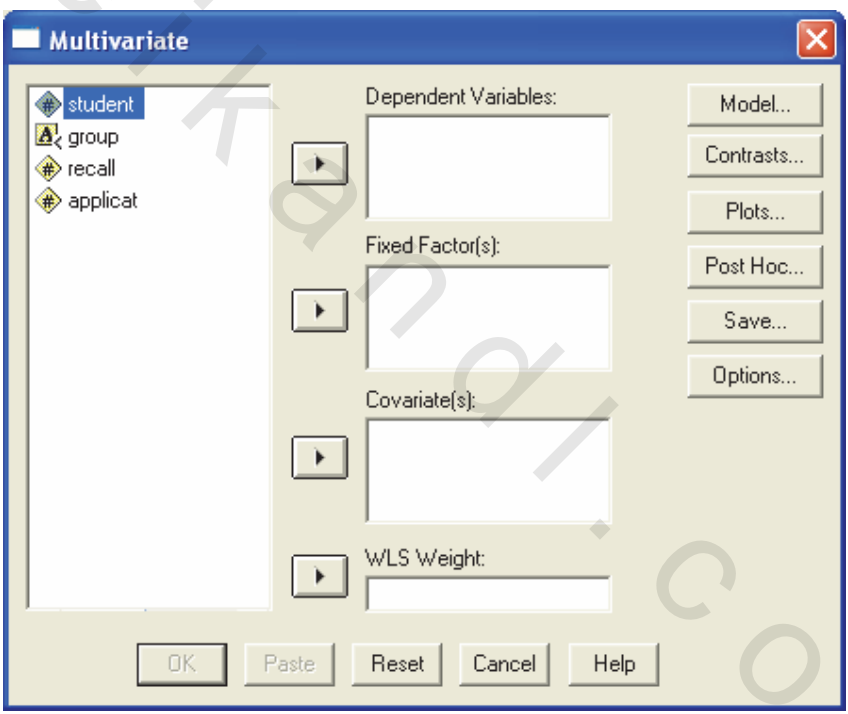
رقم	المجموعة	التذكر	التطبيق	رقم	المجموعة	التذكر	التطبيق
١	١	٣	١	١٦	٢	٥	٧
٢	١	٤	٤	١٧	٢	٥	٤
٣	١	٤	٣	١٨	٢	٥	٥
٤	١	٤	٥	١٩	٢	٨	٧
٥	١	٢	٣	٢٠	٢	٦	٥
٦	١	٣	٢	٢١	٣	٤	٣
٧	١	٤	٣	٢٢	٣	٦	٦
٨	١	٣	٣	٢٣	٣	٤	٤
٩	١	٣	٥	٢٤	٣	٤	٣
١٠	١	٣	٣	٢٥	٣	٥	٦
١١	٢	٦	٧	٢٦	٣	٥	٥
١٢	٢	٧	٤	٢٧	٣	٥	٥
١٣	٢	٥	٦	٢٨	٣	٢	٤
١٤	٢	٦	٣	٢٩	٣	٣	٣
١٥	٢	٥	٢	٣٠	٣	٤	٥

وقد أراد الباحث اختبار الفرض الصفري بعدم وجود فروق دالة إحصائيا بين متوسطي المجتمع في بعدي التذكر والتطبيق (أو التجمع الخطي لهما) كما لا توجد فروق دالة إحصائيا بين المجموعات الثلاث (البيانات في جدول ١٢-١، وكذلك في ملف Applicat.sav على الأسطوانة المرنة).

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو على **Analyze** (الإصدار التاسع والإصدارات التالية).

٢- اضغط على **General Linear Model** ثم **Multivariate** ليظهر مربع الحوار المبين في شكل ١٢-١.



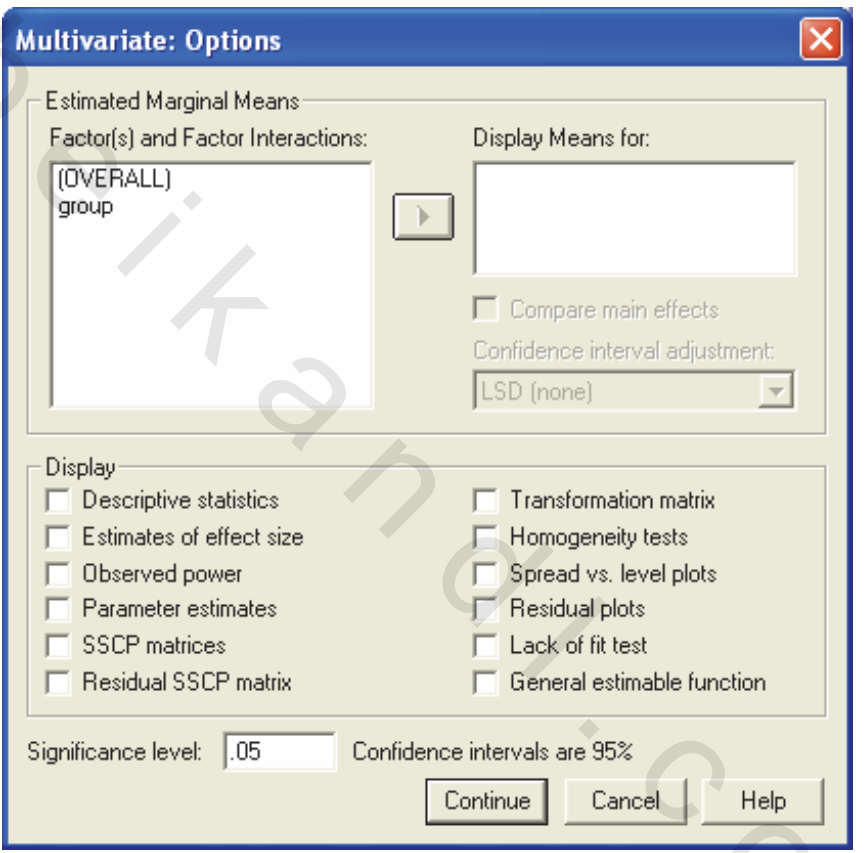
شكل ١٢-١ مربع حوار المتغيرات المتعددة

٣- اضغط على **recall** ثم اضغط على مفتاح Ctrl واضغط على **applicat** ثم اضغط على السهم الأوسط لينتقل المتغيران إلى مربع **Dependent**

Variables.

٤- اضغط على **group** ثم اضغط على السهم الأوسط المقابل لمربع Fixed Factor(s) لينتقل المتغير **group** إلى هذا المربع.

٥- اضغط على **Options** ليظهر مربع حوار Multivariate: Options (شكل ١٢-٢).



شكل ١٢-٢ مربع حوار اختيارات المتغيرات المتعددة

٦- اضغط على المتغير **group** في مربع Factor(s) and Factor Interactions ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل المتغير إلى مربع Display Means for.

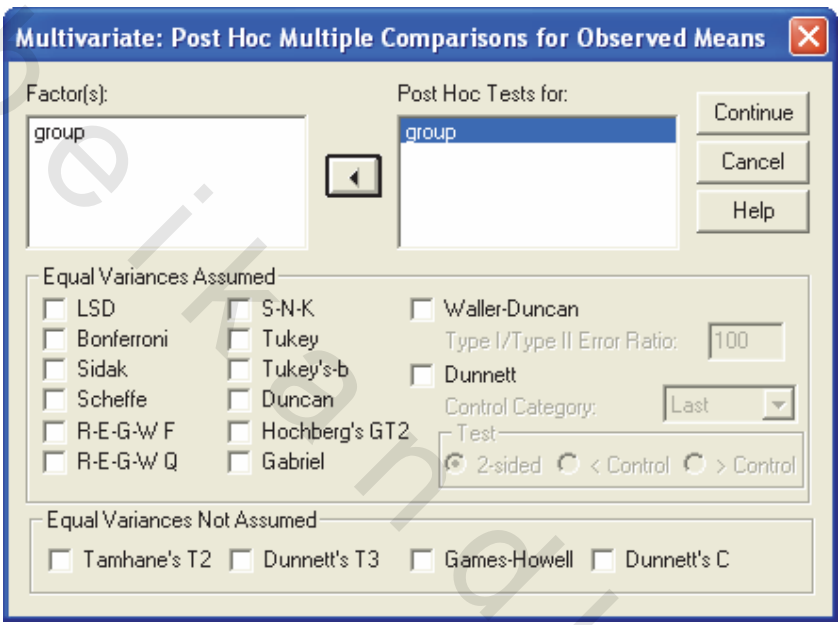
٧- اضغط على **Descriptive Statistics** و **Estimates of Effect Size** و **Homogeneity tests** تحت Display.

obeikandl.com

٨- غير مستوى الدلالة **Significance Level** من ٠٥, إلى ٠٢٥, (اختير مستوى الدلالة ٠٢٥, بقسمة ٠٥, على ٢ وهو عدد المتغيرات التابعة. وسوف نناقش هذه النقطة عند الكلام على المقارنات الزوجية).

٩- اضغط على **Continue** ليعود مربع الحوار السابق مرة أخرى.

١٠-اضغط على **Post Hoc** ليظهر مربع الحوار المبين في شكل ١٢-٣.



شكل ١٢-٣ مربع حوار المقارنات التتبعية المتعددة Posr Hoc

١١-اضغط على **group** ثم اضغط على السهم الأوسط ليظهر هذا المتغير في مربع Post Hoc Tests for.

١٢-في مربع Equal Variances Assumed اضغط على **Benferroni**. يلاحظ أنه يمكن استخدام أي من الاختبارات التتبعية الأخرى التي تسلم بتساوي التباين (يمكن استخدام LSD في مثالنا الحالي لأن هناك ثلاثة مستويات للعامل ولكن لا يكون مناسبا إذا زاد عدد المستويات على ٣).

١٣-في مربع Equal Variances Not Assumed اضغط على **Dunnet's C**. ويلاحظ أنه يمكن اختيار أيا من الاختبارات الأخرى التي لا تسلم بتساوي التباين أيضا، وهي معادلة للاختبار المختار.

١٤-اضغط على **Continue** ثم على **OK**.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي Syntax Editor واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكن استرجاع ملف Applicat، ثم اضغط على زر *Run*.

```
GLM
  recall applicat  BY group
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /POSTHOC = group ( BONFERRONI C )
  /EMMEANS = TABLES(group)
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.025)
  /DESIGN = group .
```

ويستخدم أمر **GLM** في SPSS لتحليل عدد من التصميمات الأحادية والمتعددة، بما في ذلك تصميمات إعادة القياس (داخل المجموعات). وفي المثال الحالي نستخدم الأمر **GLM** للقيام بتحليل التباين المتعدد.

وبعد الأمر **GLM** مباشرة نحدد المتغيرات التابعة والعامل أو العوامل المستخدمة في التحليل. وحيث أننا لدينا متغيران تابعان وعامل واحد فإننا نكتب

```
recall applicat  BY group
```

يأتي بعد ذلك تحديد الطريقة المستخدمة في التحليل وهي هنا الطريقة الافتراضية في SPSS وهي طريقة مجموع المربعات الطريقة الثالثة.

والأمر الفرعي POST HOC الغرض منه إجراء تحليل تتبعي للمتغير GROUP. وبعد ذلك يأتي الأمر الفرعي **EEMEANS** والغرض منه الحصول على جدول بالمتوسطات الهامشية للمتغير **GROUP**، والأمر الفرعي **/PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY** يخبر SPSS لطباعة المتوسطات الملاحظة لكل مستوى من مستويات العامل وذلك بالإضافة إلى حجم الأثر واختبار التجانس.

بعد ذلك يأتي الأمر الفرعي **/CRITERIA = ALPHA(.025)** والغرض منه تحديد مستوى الدلالة الذي نستخدمه وهو هنا يأتي من قسمة مستوى ألفا ٠٥, على ٢ (عدد المتغيرات التابعة).

النتائج:

Descriptive Statistics

	GROUP	Mean	Std. Deviation	N
RECALL	Thinking	3.30	.675	10
	Writing	5.80	1.033	10
	Talking	4.20	1.135	10
	Total	4.43	1.406	30
APPLICAT	Thinking	3.20	1.229	10
	Writing	5.00	1.764	10
	Talking	4.40	1.174	10
	Total	4.20	1.562	30

Box's Test of Equality of Covariance Matrices[a]

Box's M	6.980
F	1.039
df1	6
df2	18168.923
Sig.	.398

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: Intercept+GROUP

Multivariate Tests[c]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	Pillai's Trace	.962	326.035[a]	2.000	26.000	.000	.962
	Wilks' Lambda	.038	326.035[a]	2.000	26.000	.000	.962
	Hotelling's Trace	25.080	326.035[a]	2.000	26.000	.000	.962
	Roy's Largest Root	25.080	326.035[a]	2.000	26.000	.000	.962
GROUP	Pillai's Trace	.602	5.811	4.000	54.000	.001	.301
	Wilks' Lambda	.421	7.028[a]	4.000	52.000	.000	.351
	Hotelling's Trace	1.318	8.240	4.000	50.000	.000	.397
	Roy's Largest Root	1.275	17.215[b]	2.000	27.000	.000	.560

a. Exact statistic

b. The statistic is an upper bound on F that yields a lower bound on the significance level.

c. Design: Intercept+GROUP

شكل ١٢-٤ نتائج تحليل التباين المتعدد لبعد واحد

obeikandl.com

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	RECALL	32.067[a]	2	16.033	17.111	.000	.559
	APPLICAT	16.800[b]	2	8.400	4.200	.026	.237
Intercept	RECALL	589.633	1	589.633	629.253	.000	.959
	APPLICAT	529.200	1	529.200	264.600	.000	.907
GROUP	RECALL	32.067	2	16.033	17.111	.000	.559
	APPLICAT	16.800	2	8.400	4.200	.026	.237
Error	RECALL	25.300	27	.937			
	APPLICAT	54.000	27	2.000			
Total	RECALL	647.000	30				
	APPLICAT	600.000	30				
Corrected Total	RECALL	57.367	29				
	APPLICAT	70.800	29				

a. R Squared = .559 (Adjusted R Squared = .526)

b. R Squared = .237 (Adjusted R Squared = .181)

شكل ١٢-٥ نتائج اختبارات تحليل التباين الأحادي

يظهر شكل (١٢-٤) جزءا من النتائج التي يعطيها SPSS. ويلاحظ أن النتائج تبين اختبار تساوي تشتت المتغيرات التابعة عبر مستويات العامل. وإذا كانت النسبة الفائية دالة فمعنى ذلك رفض تساوي التشتت بين المتغيرات التابعة، ولنا أن نستنتج أن تشتتات المتغيرات التابعة مختلفة. ويجب في مثل هذه الحالة تفسير النتائج بحرص إذ أن النتائج الدالة قد تكون راجعة إلى صغر حجم العينة، كما أن النتائج غير الدالة قد تكون راجعة إلى صغر حجم العينة ونقص القوة. ويلاحظ في مثالنا الحالي أن قيمة ف تبلغ ١,٠٤وهي قيمة غير دالة إحصائيا (ل = ٣٩٨,).

ومن النتائج الهامة جدا نتائج تحليل التباين المتعدد. ونلاحظ أن قيمة لامدا (Wilk's λ) تبلغ ٤٢, وهي قيمة دالة إحصائيا حيث ف = ٧,٠٣ (ل = ٠٠١,). وهذه النتيجة تجعلنا نرفض الفرض الصفري بعدم وجود فروق بين استراتجيات التعلم الثلاث. ويلاحظ أن حجم الأثر يبلغ ٣٥, (مربع إيتا) مما يشير إلى أن ٣٥٪ من تباين المتغيرات التابعة يرجع إلى عامل المجموعات.

نتائج تحليل التباين الأحادي:

تظهر النتائج في شكل ١٢-٥ عدة تحليلات للتباين الأحادي. وإذا لم يكن هناك بيانات مفقودة فإن نتائج تحليل التباين الأحادي التي تطبع كجزء من تحليل التباين المتعدد تكون مطابقة لتلك التي نحصل عليها من تحليل التباين الأحادي. ولكن إذا كان هناك

بيانات مفقودة فإن نتائج تحليل التباين الأحادي المصاحبة لتحليل التباين المتعدد يمكن أن تختلف عن تحليل التباين لكل متغير تابع على حدة. إذ أن تحليل التباين المتعدد يحذف جميع بيانات الفرد إذا نقصت لديه درجة في أحد المتغيرات التابعة. وحتى تكون البيانات متجانسة مع تحليل التباين المتعدد يجب ألا يجرى تحليل التباين التتبعي إلا للأفراد الذين لديهم بيانات كاملة في جميع المتغيرات. وذلك هو تحليل التباين الذي يتم كجزء من النموذج الخطي العام للمتغيرات المتعددة.

وقيم 'ل' التي جاءت في نتائج تحليل التباين المتعدد لا تأخذ في اعتبارها أن هناك عمليات تحليل تباين أحادي قد أجريت. ولذلك لابد من استخدام بعض الطرق التي تضبط الخطأ من النوع الأول عبر الاختبارات المتعددة لتحليل التباين الأحادي، وقد استخدمنا لضبط الخطأ من النوع الأول الطريقة التقليدية لبنفروني Benferroni مع اختبار كل تحليل تباين عند مستوى ٠٢٥, (حيث قسم مستوى الدلالة ٠٥, على عدد المتغيرات التابعة أي عدد اختبارات تحليل التباين التي أجريت). ولقد ترتب على ذلك الحصول على قيم دالة لاختبار التذكر حيث ف (٢، ٢٧) = ١٧,١١ (ل = ٠٠١,) بينما كان اختبار تحليل التباين الأحادي لدرجات اختبار التطبيق غير دالة إذ بلغت قيمة ف (٢، ٢٧) ٤,٢٠ (ل = ٠٢٦,). وكان تحليل التباين لدرجات اختبار التطبيق غير دال لأن مستوى الدلالة كان ٠٢٦, وهذه القيمة تزيد على القيمة المطلوبة وهي ٠٢٥,

المقارنات الزوجية:

يبين شكل ١٢-٦ نتائج المقارنات الزوجية بين المجموعات الثلاث. ولقد قمنا من قبل بضبط الاختبارات التتبعية عند إجراء تحليل التباين الأحادي واستخدمنا مستوى الدلالة ٠٢٥,. وحتى نكون منسجمين مع هذا القرار فإننا نحتاج أيضا إلى استخدام هذا المستوى (٠٢٥,) لضبط احتمال حدوث الخطأ من النوع الأول عبر المقارنات الزوجية المتعددة للمتغير التابع. ونستطيع الاحتفاظ بهذا المعدل من الخطأ عبر المقارنات الزوجية للمتغير التابع باختيار ٠٢٥, لمستوى الدلالة في مربع الحوار Multivariate: Options.

ونظرا لأن تحليل التباين الأحادي لمتغير درجات التطبيق لم يكن دالا فإننا نقوم بالمقارنات الزوجية لمتغير التذكر فقط. ورغم أننا نستطيع استخدام وسائل أكثر قوة لضبط الخطأ من النوع الأول إلا إننا اخترنا طريقة Benferroni للمقارنة الزوجية لاختبار التذكر. وتسمح طريقة Benferroni باختبار كل مقارنة عند مستوى الدلالة أثناء إجراء تحليل التباين بعد قسمة هذا المستوى على عدد المقارنات أي أن هذه العملية بالنسبة لمثالنا الحالي هي ٠٢٥,. ١ ٣ = ٠٠٨,. وكانت اثنتين من هذه المقارنات دالة،

وهي المقارنات المرتبطة بمجموعتي التفكير والكتابة، ومجمـــوعتي الكتابـــة والتحـــدث. ويجب أن نذكر أن نفس المقارنتين كانتا دالتين باستخدام طريقة Dunnett's C.

Multiple Comparisons

Dependent Variable		(I) GROUP	(J) GROUP	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	97.5% Confidence Interval	
							Lower Bound	Upper Bound
RECALL	Bonferroni	Thinking	Writing	-2.50*	.433	.000	-3.73	-1.27
			Talking	-.90	.433	.142	-2.13	.33
		Writing	Thinking	2.50*	.433	.000	1.27	3.73
			Talking	1.60*	.433	.003	.37	2.83
		Talking	Thinking	.90	.433	.142	-.33	2.13
			Writing	-1.60*	.433	.003	-2.83	-.37
	Dunnett C	Thinking	Writing	-2.50*	.390		-3.76	-1.24
			Talking	-.90	.418		-2.25	.45
		Writing	Thinking	2.50*	.390		1.24	3.76
			Talking	1.60*	.485		.03	3.17
		Talking	Thinking	.90	.418		-.45	2.25
			Writing	-1.60*	.485		-3.17	-.03
APPLICAT	Bonferroni	Thinking	Writing	-1.80	.632	.025	-3.60	.00
			Talking	-1.20	.632	.206	-3.00	.60
		Writing	Thinking	1.80	.632	.025	.00	3.60
			Talking	.60	.632	1.000	-1.20	2.40
		Talking	Thinking	1.20	.632	.206	-.60	3.00
			Writing	-.60	.632	1.000	-2.40	1.20
	Dunnett C	Thinking	Writing	-1.80	.680		-4.00	.40
			Talking	-1.20	.537		-2.94	.54
		Writing	Thinking	1.80	.680		-.40	4.00
			Talking	.60	.670		-1.57	2.77
		Talking	Thinking	1.20	.537		-.54	2.94
			Writing	-.60	.670		-2.77	1.57

Based on observed means.

*. The mean difference is significant at the .025 level.

شكل ١٢-٦ نتائج المقارنات التتبعية

استخدام الرسوم في SPSS لعرض النتائج:

يمكن استخدام الرسوم البيانية مثل رسوم المربعات في الجزء الخاص بالنتـــائج حتى نمكن القارئ من تقويم الفروق بين المجموعات. ويمكن بناء رسوم المربعات التي تستعرض توزيعات المتغيرات التابعة المتعددة لاختبار تحليل التبـــاين المتعـــدد بطريقـــة تختلف قليلا عن الطريقة التي تستخدم عند تقويم الفروق في اختبـــار 'ت' لمجمـــوعتين مستقلتين. ولبناء رسوم المربعات فإننا نتبع الخطوات التالية:

١- اضغط على **Graphs** ثم **Boxplot**.

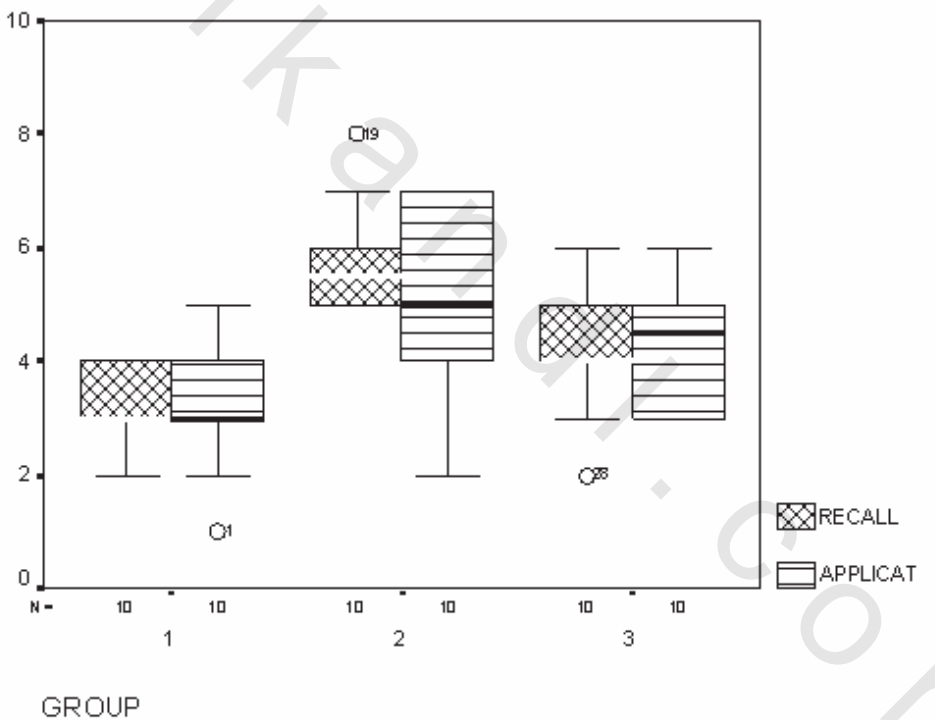
٢- اضغط على **Clustered** و **Summaries for Separate Variables** في مربع حوار رسوم المربع.

٣- اضغط على **Define**.

٤- اضغط على **group** ثم على السهم الأوسط لنقل هذا المتغير إلى مربع محور الفئة Category Axis box.

٥- اضغط على مفتاح Ctrl واستمر في الضغط أثناء الضغط على متغير **recall** و **applicat** ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل هذين المتغيرين إلى مربع Boxes Represent.

٦- اضغط على **OK**.



شكل ١٢-٧ نتائج تحليل التباين المتعدد باستخدام الرسوم

obeikandi.com

obeikandl.com

الفصل الثالث عشر

التحليل التمييزي

يمكن استخدام التحليل التمييزي لتصنيف الأفراد في جماعات على مقياس أو أكثر، أو التمييز بين الجماعات على أساس التجميع الخطي لعدة مقاييس بعد الحصول على قيمة 'ف' دالة في اختبار تحليل التباين المتعدد (انظر الفصل السابق). ويجب أن يكون لكل حالة في تحليل التمييز درجة أو درجات على متغير كمي أو أكثر وقيمة في متغير تصنيفي يحدد عضوية الجماعة.

وكثيرا ما يطلق على المتغيرات الكمية في التحليل التمييزي متغيرات مستقلة أو منبئة، كما يشار لمتغير عضوية الجماعة بالمتغير التابع أو المتغير المحكي. وقد يبدو استخدام هذه المصطلحات محيرا وبخاصة عند استخدام التحليل التمييزي كاختبار تتبعي عقب الحصول على نتائج دالة في اختبار تحليل التباين المتعدد. فالمتغيرات التابعة في التحليل التمييزي يطلق عليها متغيرات مستقلة أو عوامل في تحليل التباين المتعدد، كما أن المتغيرات التابعة في تحليل التباين المتعدد هي المتغيرات المستقلة في التحليل التمييزي.

تطبيق التحليل التمييزي:

هناك نوعان من التطبيقات في التحليل التمييزي:

- الدراسات التي تهدف إلى تصنيف الأفراد في مجموعات على أساس متغيرات كمية منبئة.
- الدراسات التي تستخدم تحليل التباين المتعدد لبعد واحد كتحليل محوري والتحليل التمييزي كإجراء تتبعي.

أسس استخدام التحليل التمييزي:

يستخدم التحليل التمييزى تجمعا من متغيرات كمية منبئة يطلق عليها دوال التمييز. وعدد الدوال الممكنة لتحليل به 'نم' مجموعة و'ك' من المتغيرات الكمية يبلغ

obeikandl.com

إما (نم – ١) أو (ك)، أيهما أصغر. مثال ذلك إذا كان لدينا ثلاث مجموعات وأربعة متغيرات كمية فإن عدد الدوال يبلغ ٢ لأن ٢ هي القيمة الأصغر، لأن
(نم – ١) = (٣ – ١) = ٢ و 'ك' = ٤.

وتستخرج الدالة الأولى بحيث تزداد الفروق على هذه الدالة بين المجموعات. ويمكن بعد ذلك استخراج دالة ثانية بحيث تزيد الفروق بين المجموعات بالنسبة لهذه الدالة، مع إضافة قيد بأن الدالة الثانية ليست مرتبطة بالدالة الأولى. ويمكن بعد ذلك إضافة دوال أخرى ولكن دائما مع وجود شرط عدم ارتباطها بالدوال السابقة المستخرجة.

وتشير الجذور الكامنة المرتبطة بدوال التمييز على قدرة الدوال على التمييز بين المجموعات، وكلما زادت قيمة الجذر الكامن كان التمييز بين المجموعات أفضل. والجذر الكامن لدالة التمييز هو النسبة بين مجموع المربعات لبين المجموعات إلى مجموع المربعات لداخل المجموعات لتحليل التباين الذي يكون المتغير التابع فيه هو دالة التمييز، والمجموعات كمستويات العامل. ونظرا لأن الجذور الكامنة تعكس قدرة الدوال على التمييز بين المجموعات فإن أكبر جذر كامن يرتبط بدالة التمييز الأولى، ويرتبط الجذر الكامن التالي في الترتيب بدالة التمييز الثانية، وهكذا.

والإجراء الأكثر استخداما في التحليل التمييزي في برنامج SPSS هو تصنيف الحالات في مجموعات. ففي عملية التصنيف تجمع المنبئات مع بعضها البعض تجميعا خطيا للتنبؤ بعضوية الجماعة كما حددها المتغير التصنيفي. ويطلق SPSS على هذه التجمعات الخطية دوال التصنيف أو (Fisher's linear discriminant function). ويشار إلى معاملاتها بمعاملات دوال فيشر Fisher's function coefficients. ويتم تقويم دقة التصنيف بحساب النسبة المئوية للحالات التي صنفت تصنيفا صحيحا بناء على دالة التصنيف. وهناك عملية إحصائية بديلة هي كابا kappa التي تُقوّم أيضا النسبة المئوية التي صنفت تصنيفا صحيحا إلا أنها تصحح عامل الاتفاق بالصدفة.

مسلمات التحليل التمييزي:

المسلم رقم ١: *المتغيرات الكمية موزعة توزيعا اعتداليا متعددا لكل مجتمع ويحدد هذه المجتمعات مستويات المتغير التصنيفي.*

إذا كانت المتغيرات التابعة موزعة معا توزيعا اعتداليا يكون كل متغير منها موزعا توزيعا اعتداليا بغض النظر عن المتغيرات الأخرى ويكون كل متغير منها موزعا

توزيعا اعتداليا مع أي تجميع من درجات المتغيرات الأخرى. ومن الصعب تصور تحقق هذا المسلم، ولذلك يمكن القول أن التحليل التمييزي يعطي نتائج صادقة نسبيا في ضوء الخطأ من النوع الأول وذلك باستخدام عينات ذات حجم متوسط أو كبير.

المسلم رقم ٢: *تباينات وتغايرات المتغيرات التابعة في المجتمع واحدة في جميع مستويات العامل.*

إذا اختلف حجم العينات وكانت تباينات وتغايرات المتغيرات التابعة غير متساوية فإن التحليل التمييزي لن يعطي نتائج سليمة. ويسمح SPSS باختبار مسلم تجانس التباينات والتغايرات باستخدام إحصاءة Box's M. ويجب الحذر عند تفسير اختبار 'ف' من هذه الإحصاءة، لأن النتيجة الدالة قد تكون راجعة إلى انتهاك مسلم اعتدال التوزيع الذي يتطلبه تحليل التباين المتعدد لبعد واحد، كما أن النتيجة غير الدالة قد تكون راجعة إلى نقص في القوة.

المسلم رقم ٣: *اختيار العينة اختيارا عشوائيا، كما أن درجة أي فرد في العينة في أي متغير مستقلة عن جميع درجات أفراد العينة الآخرين.*

لا يجب الثقة في اختبار الدلالة للتحليل التمييزي إذا انتهك مسلم الاستقلالية.

تنفيذ التحليل التمييزي:

قامت الباحثة مايسة فاضل في البحث الذي حصلت فيه على درجة الماجستير من جامعة القاهرة بدراسة العلاقة بين فاعلية البيئة المدرسية وبعض المتغيرات المعرفية (التحصيل الدراسي) وغير المعرفية (الاتجاه نحو المدرسة ودافعية الإنجاز). وقد تساءلت الباحثة عن مدى الاختلاف بين المدرسة ذات الفاعلية الأكبر والمدرسة ذات الفاعلية الأقل من حيث مستويات تحصيلهم الدراسي، ودافعية الإنجاز لديهم وطبيعة اتجاههم نحو المدرسة. أي هل يتفوق تلاميذ المدرسة ذات الفاعلية الأعلى على تلاميذ المدرسة ذات الفاعلية الأدنى في مستوى التحصيل الدراسي ودافعية الإنجاز والاتجاه نحو المدرسة. وقد قامت الباحثة بدراسة على عينة عشوائية من أعضاء هيئة التدريس وإدارة المدرسة في مدارس الحلقة الثانية بنات من التعليم الأساسي (المرحلة الإعدادية)، وقد طبقت الباحثة على أعضاء هيئة التدريس مقياس "فاعلية المدرسة". واستخدمت درجات هذا المقياس في تصنيف المدارس إلى نوعين: مدارس ذات فاعلية عالية، ومدارس ذات فاعلية أقل.

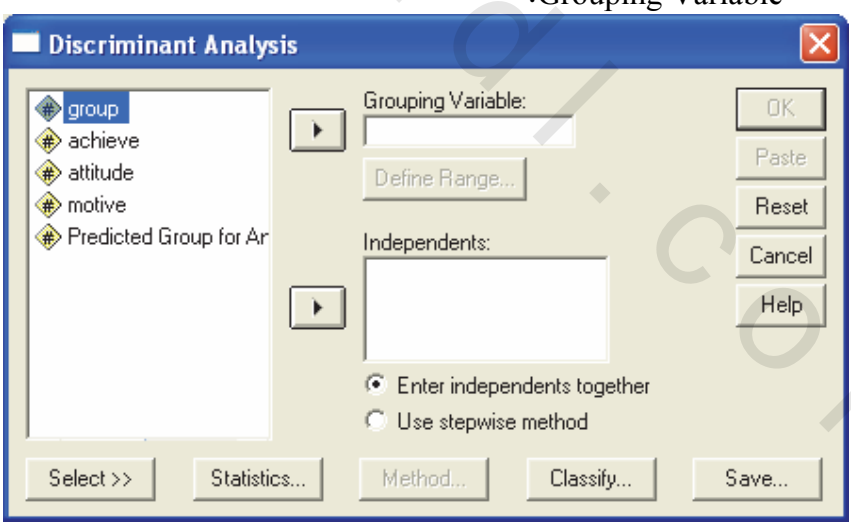
وقد اختارت الباحثة عينة عشوائية من تلميذات أربع مدارس (اثنتين ذات فاعلية عالية، واثنتين ذات فاعلية أقل) وبلغ حجمها ٢٤٠ تلميذة بواقع ١٢٠ تلميذة من كل نوع من المدارس. وقد طبقت الباحثة على تلميذات مدارس المجموعتين مقياس "دافعية الإنجاز" ومقياس "الاتجاه نحو المدرسة" كما حصلت على درجات تلميذات العينة في اختبار نهاية الفصل الدراسي الأول للعام ١٩٩٩/٢٠٠٠ وهو اختبار موحد على مستوى المديرية التعليمية. ويبين ملف Effect.sav (على الأسطوانة المرنة) البيانات التي حصلت عليها الباحثة من تطبيق الاختبارات الثلاث. أدخل هذه البيانات في محرر البيانات في SPSS. لاحظ أن الأسماء التالية أعطيت للمتغيرات: المجموعة **group** – التحصيل الدراسي **achieve** – الاتجاه نحو المدرسة **attitude** – دافعية الإنجاز **motive**.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدار التاسع وما بعده).

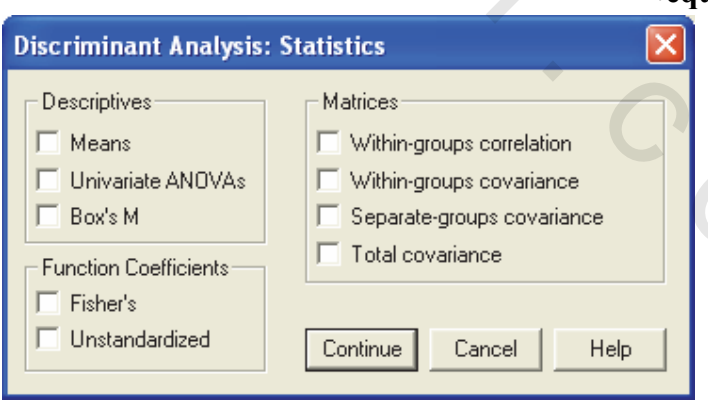
٢- اضغط على **Classify** ثم على **Discriminant** وسوف يظهر مربع الحوار الموضح بشكل ١٣-١.

٣- اضغط على **group** ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل المتغير إلى مربع Grouping Variable.



شكل ١٣-١ مربع حوار التحليل التمييزي

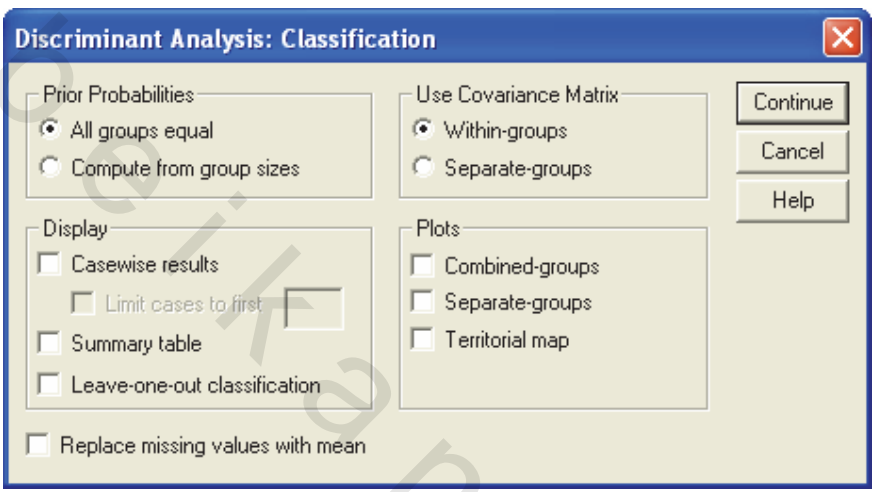
٤- اضغط على Define Range التي تنشط بعد نقل المتغير **group**.
٥- اكتب ١ أمام Minimum و ٢ أمام Maximum.
٦- اضغط على **Continue**.
٧- اضغط على مفتاح Ctrl واستمر في الضغط أثناء الضغط على المتغيرات **achieve** و **attitude** و **motive** ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل هذه المتغيرات إلى مربع Independents.
٨- اضغط على **Statistics** وسوف يظهر مربع حوار الإحصاء المبين في شكل ١٣-٢.
٩- اضغط على **Box's M – Univariate ANOVAs – Means** في مربع Descriptives.
١٠-اضغط على **Unstandardized – Fisher's** في مربع Function Coefficients.
١١-اضغط على الاختيارات الأربعة جميعا في مربع Martices.
١٢- اضغط على **Continue**.
١٣- اضغط على **Classify** وسوف يظهر مربع حوار Discriminant Analysis Classification (شكل ١٣-٣).
١٤- اضغط على **Compute from Group Sizes** في مربع Prior Probabilities إذا كان الحجم النسبي للعينة في المجموعات تقديرات لنسب المجتمع. أما إذا كان نسب مجموعات المجتمع متساوية اختر **All groups equal**.



شكل ١٣-٢ مربع حوار الإحصاء

١٤-اضغط على **Combined Groups** و **Separate Groups** في مربع الرسوم Plots.

١٥- اضغط على **Within Groups** في مربع Use Covariance Matrix، إلا أنه إذا كنت لا تستطيع التسليم بتساوي تغايرات جميع المجموعات اضغط على **Separate groups**.



شكل ١٣-٣ مربع حوار التصنيف في التحليل التمييزي

١٦- اضغط على **Summary table** و **Leave-one-out classification** في مربع Display.

١٧-اضغط على **Continue**.

١٨- اضغط على **Save**. وسوف يظهر مربع حوار Discriminant Analysis: Save New Variables (شكل ١٣-٤).

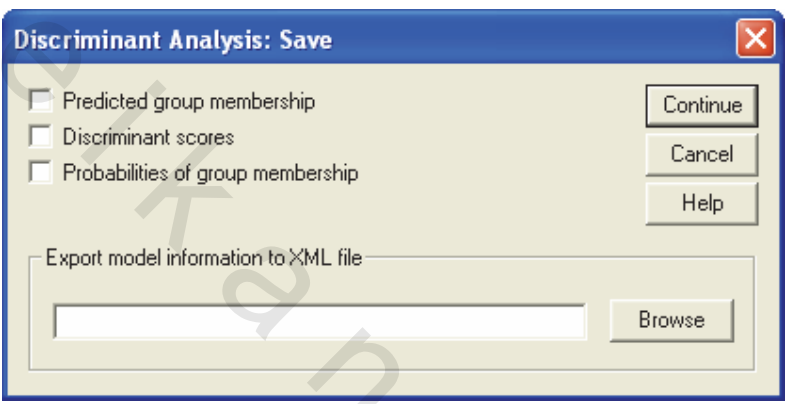
١٩- اضغط على **Predicted Group Membership**.

٢٠- اضغط على **Continue**، ثم اضغط على **OK**.

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي Syntax Editor واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكنك استرجاع ملف Effect.sps. اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل.

```
DISCRIMINANT
  /GROUPS=group(1 2)
  /VARIABLES=achiev atitude motive
  /ANALYSIS ALL
  /SAVE=CLASS
  /PRIORS  EQUAL
  /STATISTICS=MEAN STDDEV UNIVF BOXM COEFF RAW CORR COV GCOV
    TCOV TABLE  CROSSVALID
  /PLOT=COMBINED SEPARATE MAP
  /CLASSIFY=NONMISSING POOLED .
```



شكل ١٣-٤ مربع حوار الحفظ في التحليل التمييزي

نتائج التحليل التمييزي:

كما يتبين من شكل (١٣-٥) تعطي النتائج عددا من الإحصاءات الأولية. إذ نجد المتوسطات والانحرافات المعيارية للمنبئات داخل المجموعتين. كما نجد اختبارا لتحليل التباين لتقويم الفروق بين متوسطات المنبئات الثلاثة. وهناك أيضا مصفوفة التغايرات للمجموعتين، ومصفوفة لاختبار تساوي التغاير داخل المجموعات.

وتشير هذه الإحصاءات إلى فروق دالة إحصائيا بين متوسطات المنبئات في المجموعتين (حيث تتراوح قيم 'ل' بين ٠٠١, و٠٢٣,).

Group Statistics

GROUP		Mean	Std. Deviation	Valid N (listwise)	
				Unweighted	Weighted
1	ACHIEVE	102.49	16.976	120	120.000
	ATTITUDE	272.42	37.963	120	120.000
	MOTIVE	215.46	21.889	120	120.000
2	ACHIEVE	84.55	20.310	120	120.000
	ATTITUDE	248.07	37.967	120	120.000
	MOTIVE	209.40	19.096	120	120.000
Total	ACHIEVE	93.52	20.729	240	240.000
	ATTITUDE	260.24	39.801	240	240.000
	MOTIVE	212.43	20.721	240	240.000

Tests of Equality of Group Means

	Wilks' Lambda	F	df1	df2	Sig.
ACHIEVE	.812	55.130	1	238	.000
ATTITUDE	.906	24.683	1	238	.000
MOTIVE	.979	5.220	1	238	.023

شكل ١٣-٥ الإحصاءات الأولية للتحليل التمييزي

ويشير شكل ١٣-٦ أنه لا توجد فروق دالة إحصائيا في مصفوفة التغاير للمجموعتين (ل = ٠٦٥,) في اختبار Box's M.

اختبار الدلالة وقوة العلاقة:

يبين شكل (١٣-٧) اختبارات الدلالة وقوة العلاقة للتحليل التمييزي. وفي المربع المعنون Wilk's Lambda اختبار مربع كاي ويحدد هذا الاختبار ما إذا كانت هناك فروق دالة إحصائيا بين المجموعتين في المتغيرات المنبئة، بعد استبعاد أي أثر لدوال التمييز السابقة. وفي مثالنا الحالي نجد أن اختبار ويلكس لامدا يبلغ ٧٨١, وتبلغ قيمة

مربع كاي ٦٤,٦٨٩ ول = ٠,٠٠١. وهذا الاختبار دال عند مستوى ٠٥, ويشير إلى وجود فروق بين المجموعتين في المتغيرات المنبئة الثلاثة في المجتمع.

Covariance Matrices[a]

GROUP		ACHIEVE	ATTITUDE	MOTIVE
1	ACHIEVE	288.193	82.772	10.063
	ATTITUDE	82.772	1441.153	321.522
	MOTIVE	10.063	321.522	479.124
2	ACHIEVE	412.489	22.392	54.967
	ATTITUDE	22.392	1441.458	373.780
	MOTIVE	54.967	373.780	364.662
Total	ACHIEVE	429.688	162.039	59.667
	ATTITUDE	162.039	1584.125	383.231
	MOTIVE	59.667	383.231	429.342

a. The total covariance matrix has 239 degrees of freedom.

Test Results

Box's M		12.027
F	Approx.	1.977
	df1	6
	df2	410401.8
	Sig.	.065

Tests null hypothesis of equal population covariance matrices.

شكل ١٣-٦ اختبار تساوي التغاير في المجتمع

obeikandl.com

Eigenvalues

Function	Eigenvalue	% of Variance	Cumulative %	Canonical Correlation
1	.315[a]	100.0	100.0	.489

a. First 1 canonical discriminant functions were used in the analysis.

Wilks' Lambda

Test of Function(s)	Wilks' Lambda	Chi-square	df	Sig.
1	.761	64.689	3	.000

شكل ١٣-٧ اختبارات الدلالة وإحصاءات قوة العلاقة للتحليل التمييزي

وهناك اختبار آخر مرتبط بدالة التمييز في الجدول المعنون الجذور الكامنة Eigenvalues. وإذا كان لدينا أكثر من دالة للتمييز فإن هذا الاختبار يدلنا على أي دوال التمييز يجب تفسيرها. وفي اختبارنا الحالي ليس لدينا سوى دالة واحدة للتمييز حيث أن لدينا مجموعتين (ن$_م$ - ١ = ١). ودالة التمييز للجذر الكامن تبلغ ٣١٥, كما أن الارتباط القانوني يبلغ ٤٨٩, ومربع هذا الارتباط يبلغ حوالي ٢٣٩, وهذه هي قيمة مربع إيتا التي نحصل عليها عندما نجري تحليل التباين الأحادي. وبمعنى آخر فإن حوالي ٢٤٪ من تباين الدرجات يرجع إلى الفروق بين المجموعتين.

معاملات دوال التمييز:

يبين شكل ١٣-٨ معاملات دوال التمييز. ويمكن إعطاء مسمى لدالة التمييز وفقا للنتائج وذلك بتحديد أكثرها ارتباطا بالدالة. ولذلك فإننا نفحص حجم المعاملات المعيارية للمتغيرات المنبئة في الدالة، ومعامل الارتباط بين المتغيرات المنبئة والدالة داخل المجموعة (معاملات مصفوفة البنية). وبالنسبة لدالة التمييز في مثالنا الحالي نجد أن لمتغير التحصيل أكبر قيمة إذ بلغت ٨٢٢, في الدالة المعيارية، و٨٥٨, في مصفوفة بنية الدالة. وعلى أساس هذه النتيجة فإننا سوف نطلق على دالة التمييز في هذه الدراسة "التحصيل الدراسي".

obeikandl.com

Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients

	Function
	1
ACHIEVE	.822
ATTITUDE	.532
MOTIVE	-.043

Structure Matrix

	Function
	1
ACHIEVE	.858
ATTITUDE	.574
MOTIVE	.264

Pooled within-groups correlations between discriminating variables and standardized canonical discriminant functions
Variables ordered by absolute size of correlation within function.

شكل ١٣-٨ المعاملات المعيارية والارتباطات بين المجموعات للتحليل التمييزي

دوال تمركز المجموعة:

يبين شكل (١٣-٩) دوال تمركز المجموعة. ويقصد بها متوسط قيم دوال التمييز في التحليل التمييزي للمجموعتين. ومنها يتبين أن المجموعتين تقعان موقعا معاكسا من بعضهما البعض مما يعزز أن المجموعة الأولى هى الأعلى فاعلية.

Functions at Group Centroids

	Function
GROUP	1
1	.559
2	-.559

Unstandardized canonical discriminant functions evaluated at group means

شكل ١٣-٩ دوال تمركز المجموعة

Classification Results[b,c]

			Predicted Group Membership		
		GROUP	1	2	Total
Original	Count	1	88	32	120
		2	43	77	120
	%	1	73.3	26.7	100.0
		2	35.8	64.2	100.0
Cross-validated[a]	Count	1	84	36	120
		2	43	77	120
	%	1	70.0	30.0	100.0
		2	35.8	64.2	100.0

a. Cross validation is done only for those cases in the analysis. In cross validation, each case is classified by the functions derived from all cases other than that case.

b. 68.8% of original grouped cases correctly classified.

c. 67.1% of cross-validated grouped cases correctly classified.

شكل ١٣-١٠ تصنيف المجموعتين في التحليل التمييزي

نتائج التصنيف:

يبين شكل (١٣-١٠) نتائج التصنيف. وتدلنا هذه النتائج على جودة التنبؤ بعضوية الجماعة باستخدام التحليل التمييزي. والجزء العلوي من الجدول والمعنون "Original" يحدد مدى جودة دالة التمييز وتظهر الحالات المصنفة تصنيفا صحيحا في قطر الجدول. مثال ذلك نجد أن ٨٨ (٧٣,٣٪) من المجموعة ذات الفاعلية الأعلى (المجموعة الأولى) قد صنفوا تصنيفا صحيحا. وبالنسبة للمجموعة الثانية (المجموعة ذات الفاعلية الأقل) نجد أن هناك ٧٧ (٦٤,٢٪) تلميذة قد صنفن تصنيفا صحيحا. أي أن المجموع الكلي المصنف تصنيفا صحيحا هو ١٧٦ (٦٨,٨٪) من العينة الكلية (٢٤٠ تلميذة).

أما الجزء السفلي من الجدول والمعنون "Cross-validated" فقد بني باستخدام أحد الاختيارات في مربع حوار التصنيف وهو "leave-one-out"، ويترتب على هذا الاختيار تصنيف جميع الحالات باستثناء حالة تترك دون تصنيف، ثم تصنف الحالة

المتروكة. وتكرر هذه العملية حتى يتم ترك جميع الحالات مرة واحدة، ويكون التصنيف على أساس ن – ١ من الحالات. ويبين النصف السفلي من الجدول مدى حسن التصنيف القائم على ترك حالة في كل مرة. ويمكن استخدام هذه النتائج لتقدير مدى جودة التصنيف باستخدام جميع الحالات إذا اخترنا عينة جديدة.

حساب كابا Kappa:

تبلغ نسبة الحالات المصنفة تصنيفا صحيحا في العينة حوالي ٦٨,٨٪. وتتأثر هذه النسبة بعامل الصدفة. وتعتبر Kappa (k) مؤشرا لتصحيح عامل الصدفة. ويمكن الحصول على نتائج مؤشر التصحيح هذا مع نسبة الأفراد المصنفين تصنيفا صحيحا.

وسوف نقوم بحساب كابا لتقدير دقة التنبؤ بعضوية الجماعة. ولحساب كابا سوف نستخدم المتغير **dis_1** الذي يمكن إنشاؤه باختيار التنبؤ بعضوية المجموعة Predicted Group Membership في مربع حوار Discriminant Analysis: Save. ولحساب كابا نقوم بالخطوات التالية:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدار التاسع والإصدارات التالية).
٢- اضغط على **Descriptive Statistics**، ثم اضغط على **Crosstabs**.
٣- اضغط على **group** ثم اضغط على السهم الأوسط لنقل هذا المتغير إلى المربع المعنون Row(s).
٤- اضغط على **dis_1** ثم على السهم الأوسط لنقله إلى المربع المعنون Column(s).
٥- اضغط على **Statistics**.
٦- اضغط على **Kappa**.
٧- اضغط على **Continue**.
٨- اضغط على **cells**.
٩- اضغط على **Expected** في مربع Counts. وتأكد من اختيار Observed.
١٠-اضغط على **Row** في مربع Percentage.
١١- اضغط على **Continue**.
١٢-اضغط على **OK**.

obeikandl.com

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي Syntax Editor واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر) ويمكنك استرجاع ملف Effect2. اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل.

```
CROSSTABS
  /TABLES=group  BY dis_1
  /FORMAT= AVALUE TABLES
  /STATISTIC=KAPPA
 /CELLS= COUNT EXPECTED ROW .
```

نتائج تحليل كابا:

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	.375	.060	5.834	.000
N of Valid Cases		240			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

شكل ١٣-١١ نتائج تحليل كابا

كما يتبين من شكل ١٣-١١ تبلغ قيمة كابا ٣٧٥, . وتشير هذه القيمة إلى تنبؤ معتدل الدقة. وتتراوح قيمة كابا بين -١ و +١. وتدل القيمة ١ على تنبؤ تام بينما تدل القيمة صفر على تنبؤ على مستوى الصدفة. كما تدل القيمة السالبة على تنبؤ أسوأ من التنبؤ الذي يرجع إلى الصدفة. وكلما بعدت القيمة عن الصفر كان هذا مؤشرا بتنبؤ أفضل من الصدفة.

الفصل الرابع عشر

اختبار مربع كاي للاستقلالية

مربع كاي أكثر الاختبارات استخداما في العلوم الاجتماعية والعلوم التربوية. ولعل ذلك يرجع إلى سهولة استخدامه في اختبار الفروض كما أن البيانات التي تجري عليها الاختبارات الإحصائية هي عادة بيانات من مستوى الرتبة والمستوى الاسمي. واختبار مربع كاي هو احد الاختبارات اللامعلمية والتي لا تتطلب مسلمات معينة ودقيقة حول شكل توزيع المتغيرات. وسوف نتناول الاختبارات اللامعلمية في الفصل الرابع عشر. ونظرا لأن اختبار مربع كاي مناسب تماما للمستوى الاسمي للقياس فإننا لا نحتاج لعمل مسلمات تتعلق بمستوى القياس. ومن أهم استخدامات مربع كاي قياس التجانس بين متغيرين، واختبار حسن تطابق التوزيعات، إلى غير ذلك من الاستخدامات التي رأينا بعضا منها في الفصول السابقة. ومن أهم استخدامات اختبار مربع كاي اختبار الفرض باستقلال توزيع متغيرين من المستوى الاسمي أو مستوى الرتبة عن بعضهما البعض.

ويرجع الانتشار الواسع لمربع كاي إلى تنوع استخداماته في العديد من مواقف البحث، ربما أكثر من أي اختبار آخر للدلالة الإحصائية. ويمكن استخدام مربع كاي في الاختبارات التي تتعلق بعينتين، إلا أنه يمكن استخدامه أيضا في المواقف التي تتكون من أكثر من عينتين، أو تتكون من أكثر من فئتين.

أسس استخدام اختبار مربع كاي:

يمكن استخدام مربع كاي في العديد من المواقف، من أهمها اختبار الاستقلالية لمتغيرين نظما في جدول ثنائي البعد.

ويقصد بالاستقلالية في معرض استخدام مربع كاي أن تصنيف الحالة في خلية أو فئة ما من فئات متغير لا تأثير لها على احتمال وقوع هذه الحالة في خلية من خلايا

المتغير الآخر في نفس الجدول.

تنفيذ التحليل:

سوف نستخدم المثال التالي في اختبار مربع كاي للاستقلالية.

لاحظت أخصائية نفسية تعمل في دار للمسنين أن هناك علاقة بين الاهتمام الذي يلقاه المقيم بالدار من العاملين وعدد الزائرين الذين يزورونه. ولذلك أرادت القيام ببحث تتبين منه إذا ما كان هناك شواهد على وجود علاقة بين درجة تكرار زيارة المقيم ومعاملة العاملين بالدار له. واستخدمت الباحثة سجل الزيارة لتحديد عدد مرات زيارة عينة عشوائية مكونة من ٣٩ مقيما. وصنفت أفراد العينة في ثلاث فئات حسب درجة تكرار الزيارة: زيارة متكررة – زيارة أحيانا – زيارة نادرة (أو منعدمة). ثم طلبت من أحد العاملين بالدار لا يدري شيئا عن أهداف البحث أن يجري حوارا مع كل فرد من أفراد العينة ليحدد درجة الاهتمام الذي يعتقد أنه يلقاه من العاملين بالدار. وقد صنفت المعاملة التي يلقاها المقيم في ثلاث فئات أيضا: معاملة جيدة – معاملة عادية – معاملة سيئة. ويبين جدول (١٤-١) نتائج الدراسة (بالنسبة للزيارة: ١ متكررة ؛ ٢ أحيانا ؛ ٣ نادرة/أبدا؛ وبالنسبة للمعاملة: ١ جيدة ؛ ٢ متوسطة ؛ ٣ سيئة).

يلاحظ أننا في هذه المشكلة نريد اختبار الفرض الصفري باستقلال تكرار الزوار الذين يتلقاهم المقيمون عن نوع المعاملة التي يلقاها المقيم من العاملين بالدار. وبمعنى آخر أنه لا توجد علاقة بين درجة تكرار الزيارة ونوع المعاملة التي يلقاها المقيم بالدار من العاملين.

أدخل البيانات في محرر بيانات SPSS وسمي المتغيرات **patient – treat – visitors**. وتوجد نفس البيانات على الأسطوانة المرنة باسم Chi.sav.

طريقة التأشير والضغط:

١- للحصول على جدول ثنائي البعد واختبار مربع كاي للعلاقة بين المتغيرين اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدارات التاسع والعاشر والحادي عشر والثاني عشر).

٢- اضغط على **Summarize** (الإصدار الثامن) أو على **Descriptive Statistics** (الإصدار التاسع والإصدارات التالية) من القائمة المسدلة.

٣- اضغط على **Crosstabs** للحصول على مربع الحوار المبين في شكل ١٤-١.

جدول ١٤-١ بيانات زيارة نزلاء دار المسنين

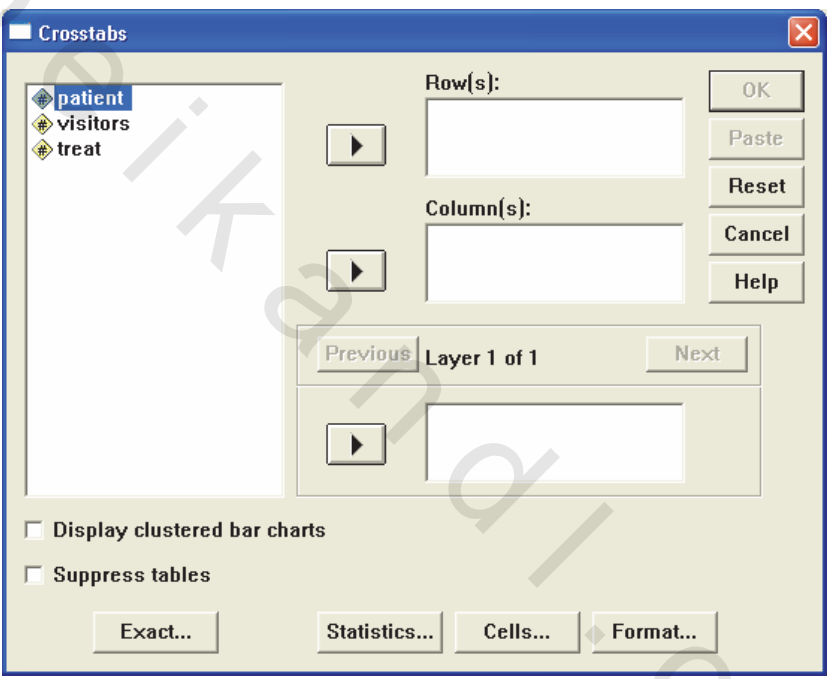
المقيم	الزيارة	المعاملة		المقيم	الزيارة	المعاملة
١	١	١		٢١	٢	٢
٢	١	١		٢٢	٢	٢
٣	١	١		٢٣	٢	٢
٤	١	١		٢٤	٢	٢
٥	١	١		٢٥	٢	٣
٦	١	١		٢٦	٢	٣
٧	١	١		٢٧	٣	١
٨	١	١		٢٨	٣	٢
٩	١	١		٢٩	٣	٣
١٠	١	٢		٣٠	٣	٣
١١	١	٢		٣١	٣	٣
١٢	١	٢		٣٢	٣	٣
١٣	١	٣		٣٣	٣	٣
١٤	١	١		٣٤	٣	٣
١٥	٢	٢		٣٥	٣	٣
١٦	٢	٢		٣٦	٣	٣
١٧	٢	٢		٣٧	٣	٣
١٨	٢	٢		٣٨	٣	٣
١٩	٢	٢		٣٩	٣	٣
٢٠	٢	٢				

٤- كما هو الحال في معظم الإجراءات الأخرى سوف تجد أن متغيراتك تظهر في الجزء الأيسر من المربع، وعليك أن تنقل المتغيرات التي ترغب في تحليلها إلى المكان الملائم لكل منها في الجزء الأيمن من مربع الحوار.

٥- اضغط على **visitors** في الجزء الأيسر، ثم اضغط على السهم المتجه لليمين لنقل

obeikandi.com

المتغير إلى المربع المعنون "Row(s)". ثم اضغط على **treat** وانقله إلى المربع المعنون "Column(s)" وذلك بالضغط على السهم المتجه لليمين أمام المكان المناسب. (لاحظ أن اختيار الأعمدة أو الصفوف لنقل المتغيرات هو أمر اعتباري، إذ يمكن نقل أي من المتغيرات إلى أي مكان ترغبه، أي أن تحديد الأعمدة أو الصفوف هو أمر يرجع إلى مستخدم البرنامج، ومن الممكن على هذا الأساس وضع **visitors** في مربع الأعمدة و **treat** في مربع الصفوف). لا تضغط على **OK** حتى الآن.



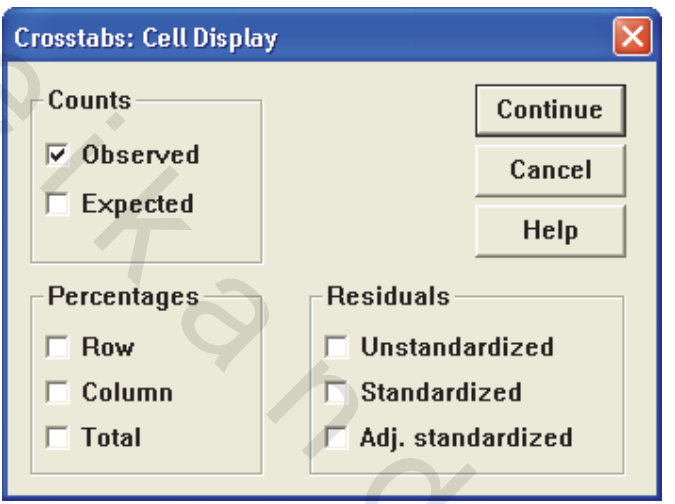
شكل ١٤-١ مربع حوار مربع كاي

٦- اضغط على زر **Cells** في أسفل مربع الحوار. ويؤدي هذا إلى الحصول على مربع حوار آخر (شكل ١٤-٢)، ويمكن في مربع الحوار الأخير تحديد نوع البيانات التي تريد طباعتها في كل خلية أي عند التقاء **treat x visitors** بالنسبة لكل خلية من خلايا الجدول الثنائي. والوضع الافتراضي هو طباعة التكرار فقط في كل خلية ويطلق على ذلك **Observed** أي البيانات الملاحظة. وإذا اخترنا **Expected** فإن SPSS سوف يقوم بطباعة التكرار المتوقع لكل خلية، أي عدد الحالات المتوقع في

obeikandl.com

كل خلية إذا كان متغير الأعمدة مستقلا عن متغير الصفوف (أي قيم "E" في معادلات مربع كاي). واختيار **Row** (تحت النسبة المئوية "Percentages") يؤدي إلى أن يقوم SPSS بطباعة النسب المئوية للرقم الموجود في الخلية نسبة إلى كل صف، واختيار **Column** يجعل SPSS يقوم بنفس الشيء نسبة لكل عمود. وقد اخترنا جميع هذه الأشياء في مثالنا هذا.

٧- اضغط على **Continue** عندما تنتهي.



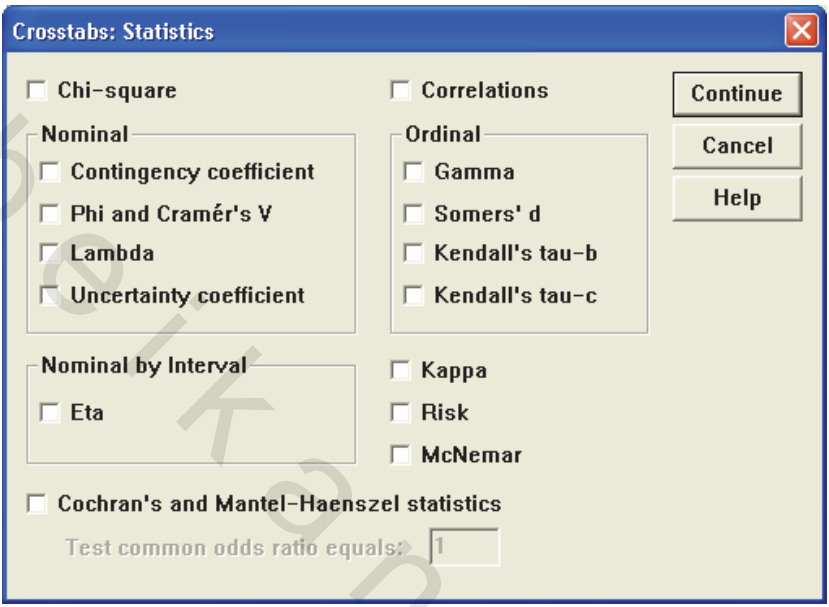
شكل ١٤-٢ مربع حوار لتحديد المعلومات المطلوبة في جدول مربع كاي

٨- يبقي بعد ذلك خطوة واحدة. لتطلب اختبار مربع كاي أو أي تحليل إحصائي آخر اضغط على **Statistics** وفي أسفل الأمر مربع الحوار الرئيسي **Crosstabs**. ويؤدي هذا إلى ظهور مربع حوار يحتوي على قائمة بالتحليلات الإحصائية المختلفة (شكل ١٤-٣)، وكثير منها غالبا غير مألوف.

٩- يمكنك اختيار أي عدد ترغبه من هذه التحليلات، ولكن لأغراضنا الحالية يكفي اختيار "Chi-square". (أحد الإحصاءات الهامة المتوفرة هنا هي *kappa* التي تؤدي إلى الحصول على مقياس لقوة الارتباط للجداول المتجانسة التي تستخدم عادة لتقويم ثبات المقدرّين). ثم اضغط على **Continue** لتعود إلى الجزء الرئيسي من مربع حوار

.**Crosstabs**

١٠-اضغط على **OK** لتنفيذ التحليل.



شكل ١٤-٣ مربع حوار لتحديد العمليات الإحصائية المطلوبة

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي (ولا تنسى النقطة في النهاية)، ثم اضغط على زر *Run* لتنفيذ التحليل، ويمكن استرجاع ملف Chi.sps من الأسطوانة المرنة. (لاحظ أننا استخدمنا عدة أسطر مع ترك مسافة بيضاء، وهذه عملية تنظيمية فقط للوضوح، ولكنها اختيارية).

```
CROSSTABS  /TABLES = VISITOR BY TREAT
        /CELLS = COUNT EXPECTED ROW COLUMN
        /STATISTICS = CHISQ  .
```

ويستخدم أمر **CROSSTABS** لحساب الجدول الثنائي ومختلف مقاييس الارتباط لمتغيرين أو أكثر. ويستخدم الأمر الفرعي **/TABLES** لتحديد نوع الجدول

obeikandl.com

الذي تريد أن يعطيه SPSS. وبعد كتابة **TABLES/** يجب أن تكتب اسم المتغير الذي يمثل الصف. وفي المثال الحالي متغير الصف هو **VISITORS**. وكل مستوى من المتغير **VISITORS** يعرّف صفا واحدا في الجدول (١ = متكرر ؛ ٢ = أحيانا ؛ ٣ = نادرا/أبدا). ويجب بعد ذلك أن تكتب كلمة **BY** متبوعة باسم متغير العمود وهو في مثالنا هذا **TREAT** (اختصارا لكلمة "treatment"). وكل مستوى للمتغير **TREAT** يعرّف عمودا واحدا من أعمدة الجدول (١ = جيد ؛ ٢ = متوسط ؛ ٣ = سيئ). لاحظ أن كلمة **BY** تميز وتفصل بين متغيرات الصفوف ومتغيرات الأعمدة. وإذا كتبت أكثر من متغير للصفوف وأكثر من متغير للأعمدة فإن SPSS يعطي جدولا لكل زوج محتمل من متغيرات الصفوف والأعمدة.

والوضع الافتراضي أن تحتوي كل خلية في الجدول على عدد الحالات فقط لهذه الخلية. ولكن الأمر الفرعي **CELLS/** يمكننا من إضافة بيانات أخرى للخلية. والأمر **COUNT** يؤكد أنك تريد SPSS أن يعطي عدد الحالات لكل خلية – أي عدد الحالات الملاحظة أو "O" المستخدمة في حساب مربع كاي. والأمر **EXPECTED** يخبر SPSS لطباعة التكرارات المتوقعة أيضا لكل خلية – أي عدد الحالات المتوقع لكل خلية إذا كان متغير الصف ومتغير الأعمدة مستقلين عن بعضهما البعض (وهي قيم "E" في معادلة مربع كاي). والاختيارات الأخرى التي يمكن إضافتها هي **ROW** التي تحسب وتطبع النسب المئوية للحالات نسبة للصف، وكذلك **COLUMN** التي تحسب وتطبع بالمثل النسب المئوية للحالات نسبة للأعمدة، و **TOTAL** التي تعطي لكل خلية النسبة المئوية للعدد الكلي في الجدول.

والأمر الفرعي **STATISTICS = CHISQ/** يطلب من SPSS أن يعطي إحصاء مربع كاي، مع درجات الحرية المرتبطة بها ومستوى الدلالة. وهناك إحصاءات أخرى كثيرة متوفرة بالإضافة إلى مربع كاي أو بدلا منها. ولكن معظم المستخدمين يعرفون مربع كاي فقط. (وهناك أسلوب إحصائي هام يمكن الحصول عليه هنا وهو **KAPPA** الذي يعطينا مقياسا لقوة الارتباط للجداول المتناسقة التي تستخدم عادة لتقويم ثبات تقديرات المقدرين أو المحكمين). وقد جاء ذكر معامل Kappa في الفصل السابق.

النتائج

يبين شكل ١٤-٤ النتائج التي يعطيها SPSS للمثال الحالي. ويلاحظ أن الجدول الأول وعنوانه "Case Processing Summary" يظهر عدد الحالات (patients في

مثالنا هذا) الموجودة في الجدول التقاطعي. وفي هذا المثال لدينا بيانات "valid" لكل حالة من الحالات التسع والثلاثين ولا يوجد حالات ناقصة "missing".

وفي الجدول الثنائي في هذا المثال يوجد أربعة أنواع من البيانات لكل خلية، كما حدده المثال. ويوجد مفتاح يشرح محتوى كل خلية على يسار كل صف. والرقم العلوي في كل خلية هو التكرار الملاحظ ("Count")، يليه التكرار المتوقع ("Expected Count")، ثم النسبة المئوية للصف (وهي في هذه الحالة "% within **VISITORS**")، والنسبة المئوية للعمود ("% within **TREAT**"). إذ نجد على سبيل المثال أن تسع حالات لوحظوا في الخلية المعرفة 1 = **VISITORS** وكذلك **1** = **TREAT** (الخلية اليسرى في الجانب العلوي من الجدول). والتكرار المتوقع لهذه الخلية (3.7) يمكن الحصول عليه يدويا بضرب عدد الحالات في الصف **VISITORS** **1** = (13) والعمود **TREAT** = **1** (11) ثم قسمة الناتج على (39) أي ١٣×١١ ÷ ٣٩ = ٣,٦٦٦٦٦ (وقد قرب SPSS هذه القيمة إلى ٣,٧). والنسبة المئوية للصف وهي ٦٩,٢٪ تعني أن التكرار الملاحظ في هذه الخلية وهو ٩ تبلغ نسبته ٦٩,٢٪ من الحالات الملاحظة وعددها ١٣ في الصف **VISITORS** = **1**. وبالمثل نسبة العمود (٨١,٨٪) تدل على أن التكرار الملاحظ وهو ٩ يمثل (٨١,٨٪) من الحالات الملاحظة (١١) في العمود **TREAT** = **1**.

وبعد ذلك يوجد عدة جداول إحصائية لمربع كاي، ومع كل جدول منها درجات الحرية المرتبطة به، وكذلك مستوى الدلالة. وإحصائية مربع كاي تعطينا اختبارا للفرض الصفري أن نسب الحالات التي تتلقى معاملة جيدة ومعاملة متوسطة ومعاملة سيئة في دار المسنين، لا ترتبط هي نفسها بالحالات التي تتلقى زوارا بدرجة متكررة ومتوسطة ونادرة، أي أن نوع المعاملة وجودتها لا علاقة له بمرات الزيارة. ومن بين إحصاءات مربع كاي الموجودة بالجدول يعتبر إحصاء بيرسون Pearson الأكثر شيوعا والأكثر استخداما. وفي حالتنا هذه نجد أن قيمة مربع كاي تبلغ ٣٤,٢٠٨ عند أربع درجات من الحرية (حاصل ضرب عدد الصفوف – ١ في عدد الأعمدة – ١)، ويبلغ مستوى الدلالة الذي يظهر تحت عنوان "Asymp. Sig (2-sided)" 000. وتعني هذه القيمة أن مستوى الدلالة يقل عن ٠٠٠٥, وهي قيمة مقربة. أي أن هناك علاقة دالة إحصائيا بين المتغيرين.

وفي أسفل النتائج يطبع SPSS عدد الخلايا التي تقل تكراراها المتوقع عن ٥

حتى يكون اختبار مربع كاي اختبارا دقيقا. (ويمكن التأكد من ذلك بفحص هذا الجـــدول لأننا طلبنا من SPSS أن يطبع التكرار المتوقع في المثال الحالي). وهذا الرقم مهم لأن المسلمات وراء اختبار مربع كاي تشكك في النتائج إذا كان حجم العينة صغيرا، ويقتـــرح الإحصائيون قاعدة أساسية هي أن يكون التكرار المتوقع ٥ على الأقل حتى يمكن اعتبار نتائج مربع كاي دقيقة. وفي مثالنا الحالي جميع الخلايا التسع يقل تكرارها المتوقع عـــن ٥، أي أنه يجب تفسير نتائج مربع كاي في هذا الجدول بحرص شديد.

Crosstabs

VISITORS * TREAT Crosstabulation

			TREAT			Total
			1	2	3	
VISITORS	1	Count	9	3	1	13
		Expected Count	3.7	4.7	4.7	13.0
		% within VISITORS	69.2%	23.1%	7.7%	100.0%
		% within TREAT	81.8%	21.4%	7.1%	33.3%
	2	Count	1	10	2	13
		Expected Count	3.7	4.7	4.7	13.0
		% within VISITORS	7.7%	76.9%	15.4%	100.0%
		% within TREAT	9.1%	71.4%	14.3%	33.3%
	3	Count	1	1	11	13
		Expected Count	3.7	4.7	4.7	13.0
		% within VISITORS	7.7%	7.7%	84.6%	100.0%
		% within TREAT	9.1%	7.1%	78.6%	33.3%
Total		Count	11	14	14	39
		Expected Count	11.0	14.0	14.0	39.0
		% within VISITORS	28.2%	35.9%	35.9%	100.0%
		% within TREAT	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	34.208[a]	4	.000
Likelihood Ratio	32.871	4	.000
Linear-by-Linear Association	19.118	1	.000
N of Valid Cases	39		

a. 9 cells (100.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 3.67.

شكل ١٤-٤ نتائج اختبار مربع كاي

obeikandl.com

الفصل الخامس عشر

الإحصاء اللامعلمي

معظم الإحصاء المستخدم يمكن تصنيفه بأنه إحصاء معلمي. ونستخدم في هذا النوع من الإحصاء عمليات مثل اختبار 'ت' وتحليل التباين وتحليل الارتباط وغير ذلك من الأساليب الإحصائية التي شاهدناها في فصول سابقة من هذا الكتاب. ففي مواقف الإحصاء الاستدلالي التي سبق مناقشتها فيما يتعلق بالمتوسط والتباين كان من المسلم به ضمنا أن قياس المتغير التابع هو من مستوى المسافة. وبالإضافة إلى ذلك تطلبت الاختبارات الإحصائية (مثل 'ت' وتحليل التباين) أن المجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينات ذو توزيع اعتدالي وتباين متجانس. وفي مواقف الإحصاء الاستدلالي التي نستخدم فيها الارتباط والانحدار نسلم ضمنا أن المتغيرين (س) و (ص) من مستوى المسافة، كما أن الاختبارات الإحصائية تطلبت التسليم بتجانس التباين واعتدال توزيع المتغيرات في المجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينات. أي أن استخدام الإحصاء المعلمي لإغراض الإحصاء الاستدلالي يحتاج إلى توفر عدد من المسلمات. وعندما ينتهك واحد أو أكثر من هذه المسلمات التي تتعلق بمعالم وتوزيع المجتمع الأصلي لابد من استخدام طرق بديلة عن الإحصاء الاستدلالي.

وحيث أن المجتمعات لا تحقق دائما المسلمات التي تعتبر أساسا للاختبارات المعلمية، فإننا كثيرا ما نحتاج وسائل أخرى لعمليات الاستدلال لا تتطلب مسلمات جامدة. والإحصاء اللامعلمي يحقق لنا هذا الأمر لأنه يصلح في كثير من الظروف التي لا تتطلب إلا مسلمات عامة للغاية. هذا بالإضافة إلى أن الإحصاء اللامعلمي يوفر حاجات أخرى للباحث.

وهناك نوعان من العمليات الإحصائية تعامل معاملة الإحصاء اللامعلمي وهما:

١- الإجراءات اللامعلمية الحقيقية.
٢- الإجراءات ذات التوزيع الحر.

والإحصاء اللامعلمي الحقيقي لا يهتم بمعالم المجتمع. مثال ذلك أننا ناقشنا اختبارات حسن التطابق التي نهتم فيها ببعض الخصائص التي تختلف عن قيمة معلم من معالم المجتمع. وكما يشير هذا المصطلح فإن صدق عمليات "التوزيع الحر" لا يعتمد على شكل توزيع المجتمع الذي سحبت منه العينة. إلا أنه من المعتاد لدى الباحثين والإحصائيين اعتبار هاتين العمليتين من عمليات الإحصاء اللامعلمي.

وترجع الإشارة الأولى إلى ما يطلق عليه الآن الإحصاء اللامعلمي إلى عام ١٧١٠ حيث جاء ذكر هذه الإجراءات في تقرير أعده في ذلك الوقت جون أربثنوت (John Arbuthnot, 1710)، إلا أن استخدام هذه الإجراءات لم يظهر بشكل واضح إلا في أربعينيات القرن العشرين، وظهر مصطلح الإحصاء اللامعلمي Nonparametric Statistics لأول مرة في عام ١٩٤٢ (Wolfowitx, 1942).

ومنذ ذلك الوقت نما الاهتمام بالإحصاء اللامعلمي من النواحي النظرية والتطبيقية، حتى أنه يعتبر اليوم من أهم فروع الإحصاء. وتستخدم الأساليب الإحصائية التي تنتمي لهذا الفرع في معظم العلوم الطبيعية والسلوكية والاجتماعية إن لم يكن فيها جميعا.

مزايا استخدام الإحصاء اللامعلمي:

١- ينخفض احتمال إساءة استخدام الإحصاء اللامعلمي لأن المسلمات التي يقوم عليها محدودة للغاية.
٢- يمكن إجراء العمليات الحسابية التي تستخدم في الإحصاء اللامعلمي بسهولة وبسرعة وبخاصة إذا أجريت هذه العمليات يدويا، مما يوفر الوقت. ويمكن أن تظهر أهمية هذه الميزة إذا كانت العمليات الإحصائية مطلوبة بسرعة ولا يتوفر حاسب آلي للقيام بها.
٣- يسهل الإحاطة بمفاهيم الإحصاء اللامعلمي والقيام بالعمليات الإحصائية التي تتطلبها إجراءاته.
٤- يمكن استخدام الإحصاء اللامعلمي عندما يكون مستوى القياس ضعيفا، مثال ذلك عندما تكون البيانات التي لدينا كلها من المستوى الاسمي أو مستوى الرتبة.

عيوب استخدام الإحصاء اللامعلمي:

١- يفرط بعض الباحثين في استخدام الإحصاء اللامعلمي نظرا لسهولة وسرعة

العمليات الحسابية التي يحتاجها، مما يجعلهم يفضلون الإحصاء اللامعلمي رغم أن الإحصاء المعلمي قد يكون هو الأنسب لبياناتهم. وكثيرا ما تؤدي مثل هذه الممارسة إلى فقد كثير من المعلومات.

٢- رغم أن الإحصاء اللامعلمي لا يتطلب سوى عمليات حسابية بسيطة، إلا أن هذه العملية كثيرا ما تكون متعبة وشاقة، وبخاصة عندما يكون حجم العينة كبيرا.

٣- قوة الاختبار الإحصائي في الإحصاء اللامعلمي أقل من قوة الاختبار الإحصائي في الإحصاء المعلمي المناظر إذا كان من الممكن استخدامه.

٤- الفروض التي تختبر باستخدام الإحصاء اللامعلمي ليست مماثلة بالضبط للفروض التي يتم اختبارها باستخدام الإحصاء المعلمي. مثال ذلك أنه بالرغم من أن اختبار 'ت' المعلمي لعينتين مستقلتين يقيس على وجه الخصوص الفرض بتساوي متوسطين من متوسطات المجتمع، فإن الإحصاء اللامعلمي المناظر (والذي سوف ندرسه في هذا الفصل) يختبر الفرض بتساوي توزيع مجتمعين، وتأتي المعلومات بتساوي الوسيطين كنتيجة ضمنية.

متى نستخدم الإحصاء اللامعلمي:

١- ألا يتضمن اختبار الفروض معلما من معالم المجتمع.

٢- أن تكون المقاييس المستخدمة في جمع البيانات من المستوى الاسمي أو مستوى الرتبة مما يجعل من غير الممكن استخدام أساليب إحصائية مناسبة لمستوى أعلى من القياس.

٣- عندما لا تستوفي البيانات التي لدينا المسلمات الضرورية للإحصاء المعلمي، ففي كثير من الأحيان يتطلب تصميم البحث استخدام أسلوب إحصائي معين، إلا أن فحص البيانات بعد جمعها يكشف أن المسلمات المطلوبة قد انتهكت بشدة. وفي هذه الحالة يكون استخدام الأساليب غير المعلمية هو البديل الوحيد.

وتستخدم الوسائل اللامعلمية لاختبار الفروض أساليب إحصائية مختلفة عن تلك المستخدمة في الإحصاء المعلمي. وقد تتضمن هذه الأساليب تحليلا إحصائيا يتضمن:

- القيم المرتبة.
- كم من مجموع القيم في توزيع ما، أكبر (أو أقل) من مجموع القيم في توزيع آخر.
- عمل مقارنات وزنية.

- اختبارا لتحديد إذا ما كان توزيع مجموعة من القيم ينحرف عن التوزيع العشوائي أو التوزيع ذي الحدين.
- اختبار انحراف توزيع أحادي عن التوزيع الاعتدالي.
- المقارنات بين التوزيعات التكرارية.
- مقارنة المجموعات بحساب تكرارات القيم أعلى وأدنى الوسيط العام لتوزيع ما.

وبالإضافة إلى ذلك قد يستخدم الإحصاء اللامعلمي عمليات إحصائية تتعلق بعينة واحدة أو يقوم بعقد مقارنات بين عينتين أو أكثر. وبالرغم مما قد يبدو من تعقيد في تعدد الأساليب الإحصائية اللامعلمية إلا أن معظم الاختبارات اللامعلمية مفهومة تماما وسهل القيام بها. وسوف يتضح هذا عند تناول كل أسلوب إحصائي على حدة.

والملف الذي سوف نستخدمه في شرح الإحصاء اللامعلمي هو ملف Grades.sav، وهذا الملف مناسب تماما لهذا النوع من الإحصاء. وسوف تجرى العمليات الإحصائية على متغيرات النوع gender، واختبار مكون من خمسة أسئلة كل منها من ١٠ نقاط (quiz1 to quiz5)، والاختبار النهائي final وهو اختبار نهايته العظمى ٧٥ درجة، ومتغير neighbor (المنطقة السكنية)، والمتغير section (عضوية الأفراد في واحد من أقسام ثلاثة في الفصل). ويبلغ عدد أفراد العينة ١٠٥.

وسوف نتناول تسعة عمليات إحصائية هي:

١- اختبار مان ويتني Mann-Whitney rank-sum test ويقوم هذا الاختبار باختبار الفروق بين مجموعتين على أساس ترتيب الدرجات.

٢- اختبار الإشارة Sign test: لاختبار الفروق بين توزيعين لأزواج الدرجات. أي كم من أزواج الدرجات في المجموعة أ تزيد على المجموعة ب (إشارة موجبة)، أو هل تزيد قيم الدرجات في المجموعة ب عن المجموعة أ (إشارة سالبة).

٣- اختبار ويلكوكسن Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test: وهو نفس اختبار الإشارة إلا أن الإشارات الموجبة والسالبة تحول إلى قيم وزنية باستخدام متوسط الرتب الموجبة والرتب السالبة.

٤- اختبار التوزيع العشوائي The Runs Test: لاختبار ما إذا كانت عناصر مجموعة ثنائية التوزيع مختلفة عن التوزيع العشوائي ذي الحدين.

٥- الاختبار ذو الحدين Binomial test: لاختبار ما إذا كانت عناصر توزيع مجموعة ثنائية واحدة يختلف عن التوزيع ذي الحدين.

٦- اختبار Kolmogrov-Smirnov one-sample test: يقوم هذا الاختبار بتحديد ما إذا كان هناك اختلاف بين توزيع أفراد مجموعة واحدة عن التوزيع الاعتدالي أو التوزيع المتجانس.

٧- اختبار مربع كاي لعينة واحدة One-sample chi-square test: لاختبار ما إذا كان هناك اختلاف دال بين التوزيع الملاحظ والتوزيع المتوقع لمستويات متغير واحد.

٨- اختبار تحليل التباين لفريدمان Fridman one-way ANOVA: لاختبار ما إذا كان هناك اختلاف دال إحصائيا بين ثلاث مجموعات أو أكثر بناء على متوسط رتب المجموعات وليس على توزيع قيم الدرجات.

٩- اختبار الوسيط K-sample median test: لاختبار إذا ما كانت هناك فروق بين مجموعتين أو أكثر في عدد الأحداث (داخل كل مجموعة) يزيد أو يقل عن قيمة الوسيط.

obeikandl.com

الخطوات التنفيذية للاختبارات اللامعلمية

اختبار مان ويتني Mann-Whitney Rank-Sum Test

يؤدي اختبار مان ويتني Mann-Whitney Rank-Sum U Test ما يؤديه اختبار ت عندما ينحرف توزيع العينتين انحرافا كبيرا عن التوزيع الاعتدالي. وإذا كان الانحراف بسيطا يجب استخدام اختبار 'ت' لأن له قوة أكبر. وسوف تختبر في مثالنا إذا ما كانت هناك فروق دالة بين الذكور والإناث (متغير النوع gender) في درجاتهم في متغير درجة الامتحان النهائي final. ويقوم اختبار مان ويتني بترتيب درجات جميع أفراد العينة (١٠٥ فردا) ويحدد رتبة كل فرد ثم يحسب متوسط رتبة المجموعتين. ومن الواضح أن المجموعة التي يكون متوسط رتبتها أعلى تكون هي الأعلى في الاختبار. ويحدد اختبار U ما إذا كان هناك فرق دال إحصائيا بين المتغيرين.

طريقة التأشير والضغط:

افتح ملف **Grades.sav** وقم بالخطوات التالية:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن) أو **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على Nonparametric Tests ثم على 2-Independent Samples.

٣- عندما يظهر مربع حوار Two Independent Samples انقل المتغير **final** إلى مربع قائمة Test Variable List (انظر شكل ١٥-١).

٤- اضغط على المتغير **gender** ثم انقله إلى مكان المتغير التجميعي.

٥- اضغط على Define Groups.

٦- اكتب رقم ١ في مربع Group 1 Box لتشير إلى الذكور.

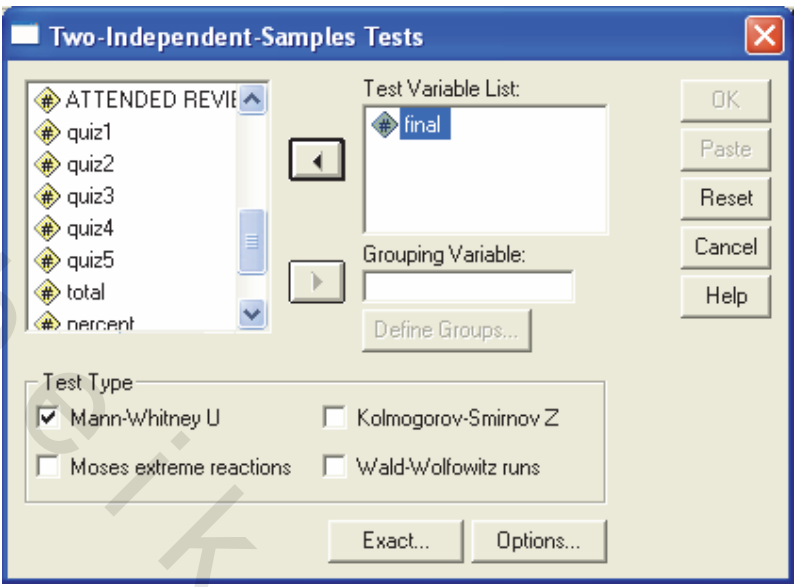
٧- اكتب رقم ٢ في مربع Group 2 Box لتشير إلى الإناث.

٨- اضغط على Continue.

٩- تأكد من وجود علامة ◘ في مربع Mann-Whitney.

١٠-اضغط على **OK**.

obeikandl.com



شكل ١٥-١ مربع حوار اختيار المتغيرات لاختبار مان ويتني

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر ويمكن استرجاع ملف Npar1.

```
NPAR TESTS
  /M-W= final   BY gender(1 2)
  /MISSING ANALYSIS.
```

نتائج التحليل:

يظهر شكل (١٥-٢) النتائج التي يعطيها SPSS لاختبار مان ويتني. ويلاحظ أن متوسط رتب الإناث (٥٥,٨١) أعلى من متوسط رتب الذكور (٤٨,٦١). وتشير الإحصاءة 'U' إلى عدد المرات التي يسبق فيها أعضاء من المجموعة الأقل رتبا (الذكور) العضوات من المجموعة الأعلى رتبا (الإناث). و Z هي الدرجة المعيارية المرتبطة بقيمة الدلالة (p = .237). وحيث أن قيمة ل (p) كبيرة فإننا نستنتج أن الإناث لم يحصلن على درجات أعلى بشكل دال إحصائيا من الذكور.

NPar Tests

Mann-Whitney Test

Ranks

	GENDER	N	Mean Rank	Sum of Ranks
FINAL	FEMALE	64	55.81	3572.00
	MALE	41	48.61	1993.00
	Total	105		

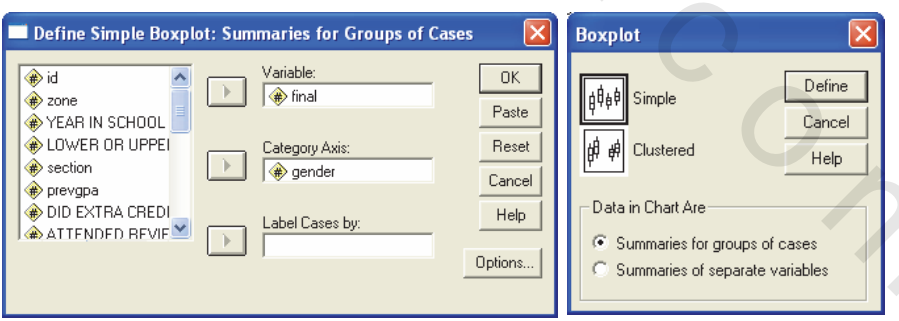
Test Statistics[a]

	FINAL
Mann-Whitney U	1132.000
Wilcoxon W	1993.000
Z	-1.184
Asymp. Sig. (2-tailed)	.237

a. Grouping Variable: GENDER

شكل ١٥- ٢ نتائج تحليل اختبار مان ويتني

أ ب

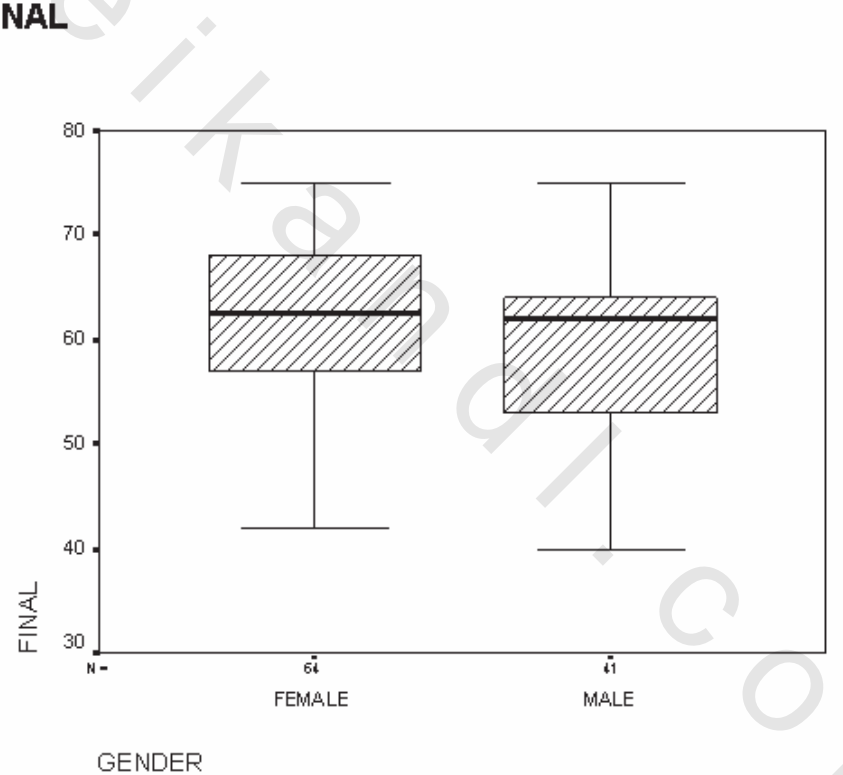


شكل ١٥-٣ مربعا حوار رسم الصندوق.

obeikandl.com

استخدام الرسوم في SPSS لعرض النتائج:

نظرا لأن حسابات اختبار مان ويتني تقوم على ترتيب درجات المتغير الذي يجري اختباره، فإن النتائج لا تظهر تفصيلات الدرجات الخام. ولذلك فإن عمل رسم يوضح توزيع درجات المتغيرين يمكن أن يعطينا معلومات مفيدة عن توزيع هذه الدرجات. ورغم وجود عدد كبير من الاختيارات في SPSS إلا أن أفضل رسم يعبر عن التوزيع المطلوب هو رسم الصندوق البياني. ويبين شكل ١٥-٣ توزيع المتغير final حسب النوع.



شكل ١٥-٤ رسم بياني يوضح توزيع المتغير final حسب النوع

تنفيذ الرسم:

١- اضغط على Graphs في القائمة المنسدلة ثم Boxplot.

٢- عندما يظهر مربع الحوار المبين في شكل (١٥-٣/أ) اضغط على الاختيار Summaries of Groups of Cases ثم على Define.

٣- عندما يظهر مربع الحوار الثاني المبين في شكل (١٥-٣/ب) والمعنون Define Simple Boxplot انقل المتغير final إلى الجزء الخاص بالمتغيرات والمتغير gender إلى الجزء المعنون Category Axis.

٤- اضغط على OK ليظهر الرسم المبين في شكل ١٥-٤.

obeikandl.com

اختبار الإشارة Sign Test:

يستخدم اختبار الإشارة مقارنات بين أزواج من توزيعين مختلفين لمعرفة أيهما أكبر، ومن هذه المعلومات يحدد ما إذا كان التوزيعان يختلفان عن بعضهما البعض اختلافا دالا. وسوف نقارن في هذا الاختبار بين درجات quiz1 ودرجات quiz2. ويقارن اختبار الإشارة افتراضيا التوزيع الثاني بالتوزيع الأول. إذ نجد مثلا أن درجة الفرد الأول في quiz1 تبلغ ٩، وفي quiz2 ٧. ولذلك فإن إشارة هذا الفرق تكون سالبة (−). وحصل الفرد الثاني على ٦ درجات في quiz1 وعلى ٧ درجات في quiz2. ولذلك فإن إشارة هذا الفرق موجبة (+). ويقوم اختبار الإشارة بجمع جميع العلامات الموجبة والسالبة والعقد ثم يحسب درجة معيارية (z) وقيمة 'ل' المرتبطة بتكرار الإشارات الموجبة والإشارات السالبة.

تنفيذ التحليل:

تأكد من أن ملف grades.sav موجود في محرر بيانات SPSS قبل البدء في تنفيذ التحليل.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على Statistics (الإصدار الثامن)، أو على Analyze (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).
٢- من القائمة المنسدلة اضغط على Nonparametric Tests ثم على 2-related samples.
٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-٥) اضغط على Sign ثم الغ العلامة الموجودة أمام Wilcoxon إذا كانت موجودة.
٤- اضغط على المتغير quiz1 لينتقل أمام Variable 1، ثم اضغط على quiz2 لينتقل أمام Variable 2.
٥- انقل هذين المتغيرين إلى مربع Test Pair(s) List وذلك بالضغط على السهم الموجود في وسط مربع الحوار.
٦- عندما ينتقل هذان المتغيران إلى المربع المذكور سوف تظهر بينهما علامة تشير إلى أن هذين المتغيرين سوف يجري مقارنتهما.
٧- اضغط على OK.

وعند الانتهاء من الخطوة السابعة يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل

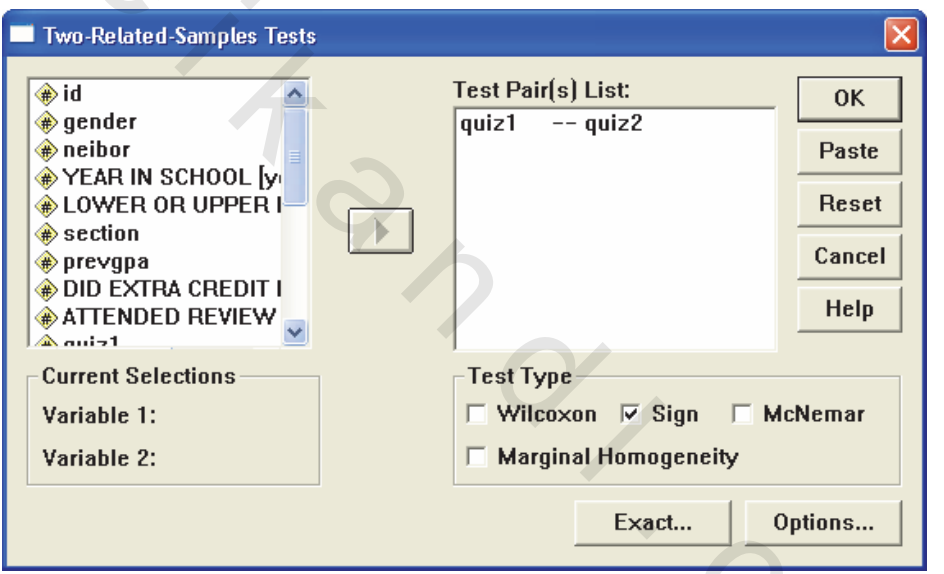
Orfeikanali.com

(١٥-٦).

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف Npar2 من الأسطوانة المرنة

```
NPAR TEST
  /SIGN= quiz1 WITH quiz2 (PAIRED)
  /MISSING ANALYSIS.
```



شكل (١٥-٥) مربع حوار اختبار الإشارة لعينتين مرتبطتين

النتائج:

يوضح شكل (١٥-٦) نتائج اختبار الإشارة كما تظهر في نافذة نتائج SPSS. ويلاحظ أنه في ٣٤ حالة يقل **quiz2** عن **quiz1**، وفي ٥٠ حالة يزيد **quiz2** عن **quiz1**، ويتساوى المتغيران في ٢١ حالة. وتبلغ قيمة (z) المحسوبة من هذه القيم -١,٦٣٧، كما

تبلغ قيمة ل المرتبطة بها ١٠٢,. ويدل هذا على أن المتغيرين **quiz1** و **quiz2** لا يختلفان عن بعضهما البعض اختلافا دالا إحصائيا. ومن الممكن تطبيق اختبار 'ت' الذي يكون مناسبا في هذه الحالة. فلو حسبنا اختبار 'ت' على هذين المتغيرين لوجدنا أن متوسط **quiz2** أكبر من **quiz1** بشكل دال إحصائيا (ل = ٠٠٥,). وهنا نجد أن اختبار 'ت' دال إحصائيا في حين أن اختبار الإشارة ليس دالا لأن لاختبار الإشارة قوة إحصائية أقل من اختبار 'ت'.

NPar Tests

Sign Test

Frequencies

		N
QUIZ2 - QUIZ1	Negative Differences[a]	34
	Positive Differences[b]	50
	Ties[c]	21
	Total	105

a. QUIZ2 < QUIZ1

b. QUIZ2 > QUIZ1

c. QUIZ1 = QUIZ2

Test Statistics[a]

	QUIZ2 - QUIZ1
Z	-1.637
Asymp. Sig. (2-tailed)	.102

a. Sign Test

شكل ١٥-٦ نتائج اختبار الإشارة

openkandl.com

اختبار ويلكوكسون لإشارات الرتب للأزواج المتطابقة:
Wilcoxon Signed Ranks Test

من الصعوبات التي يواجهها اختبار الإشارة أنه يعطي نفس الإشارة لفرق يبلغ ١٠ بين زوجين من الاختبارات (١٠ على أحد الاختبارين وصفر على الآخر) وفرق يبلغ ١ (أي ٦ على اختبار و٥ على الاختبار الآخر)، لأن كلا منهما سوف يحصل على علامة سالبة (−). ويحاول اختبار ويلكوكسون تفادي هذه المشكلة بتضمين حجم الفرق بين أزواج الدرجات. ولحساب هذه القيمة فإن هذا الاختبار يرتب حجم الفروق (مع تجاهل العلامة) من الأعلى إلى الأدني. ثم تجمع الرتب ذات الإشارات السالبة (quiz2 < quiz1) ثم يحسب متوسطها، ثم تجمع الرتب ذات الإشارات الموجبة (quiz2 > quiz1) ويحسب متوسطها. وأخيرا تحسب قيم الدلالة باستخدام درجات (z).

تنفيذ التحليل:

تأكد من أن ملف **Grades.sav** موجود في محرر بيانات SPSS قبل البدء في تنفيذ التحليل.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على Statistics (الإصدار الثامن)، أو على Analyze (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).
٢- من القائمة المنسدلة اضغط على Nonparametric Tests ثم على 2-Related Samples.
٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-٥) الغ العلامة التي توجد أمام Sign ثم ضع علامة أمام Wilcoxon.
٤- اضغط على المتغير quiz1 لينتقل أمام Variable 1، ثم اضغط على quiz2 لينتقل أمام Variable 2.
٥- انقل هذين المتغيرين إلى مربع Test Pair(s) List وذلك بالضغط على السهم الموجود في وسط مربع الحوار.
٦- عندما ينتقل هذان المتغيران إلى المربع المذكور سوف تظهر بينهما علامة تشير إلى أن هذين المتغيرين سوف يجري مقارنتهما.
٧- اضغط على OK.

وعندئذ يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل (١٥-٧).

orelkanali.com

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف Npar3 من الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TEST
  /WILCOXON=quiz1  WITH quiz2 (PAIRED)
  /MISSING ANALYSIS.
```

النتائج:

NPar Tests

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
QUIZ2 - QUIZ1	Negative Ranks	34[a]	35.62	1211.00
	Positive Ranks	50[b]	47.18	2359.00
	Ties	21[c]		
	Total	105		

a. QUIZ2 < QUIZ1

b. QUIZ2 > QUIZ1

c. QUIZ1 = QUIZ2

Test Statistics[b]

	QUIZ2 - QUIZ1
Z	-2.612[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.009

a. Based on negative ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

شكل ١٥-٧ نتائج اختبار ويلكوكسون

obeikandl.com

يلاحظ أن هناك تشابها بين اختبار ويلكوكسون واختبار الإشارة السابق معالجته. فتكرارات الرتب السالبة والرتب الموجبة والعقد واحدة. وتتضمن المعلومات الإضافية متوسط الرتب لكل مجموعة بناء على الحجم الكلي للفروق. ويمكن بفحص نتائج اختبار الإشارة بصريا أن نتبين أن درجات المتغير quiz2 أعلى من درجات المتغير quiz1، وتعطينا المعلومات الإضافية المتعلقة بحجم الفروق قيمة أكبر لدرجة (z) إذ تبلغ (-٢,٦١) وقيمة أقل بكثير لمستوى الدلالة (ل = ٠٠٩,). أي أنه في الوقت الذي لم يظهر اختبار الإشارة أي فرق دال بين المتغيرين، نجد أن اختبار ويلكوكسون أظهر هذا الفرق، إلا أنه رغم أن هذا الاختبار الأخير أكثر قوة من اختبار الإشارة إلا أنه ليس في قوة اختبار 'ت'. ولذلك إذا كان المتغيران موزعين توزيعا اعتداليا فمن الأفضل استخدام اختبار 'ت' بدلا من الاختبارات اللامعلمية.

obeikandl.com

اختبار التوزيع العشوائي The Runs Test:

يستخدم هذا الاختبار لنرى ما إذا كانت عناصر مجموعة من البيانات موزعة توزيعا عشوائيا. فإذا كان تتابع العناصر التالية ناتجا عن إلقاء عملة:

H H T H T T H T T H T H T T T T H T H

فهل هذا التتابع يختلف اختلافا دالا عن العشوائية؟ وبمعنى آخر هل نحن نلقي عملة متحيزة؟ وللأسف فإن هذه الطريقة لا تصلح إلا مع البيانات الثنائية (أي التي نحصل منها على نتيجة من اثنتين). فمن غير الممكن أن نختبر مثلا أننا نلقي زهرا. وباستخدام الملف **grades.sav** سوف نختبر إذا ما كان توزيع الذكور والإناث في هذا الملف توزيعا عشوائيا في مجموعة البيانات التي لدينا.

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics (الإصدار الثامن)، أو على Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).
٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم على Runs.
٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-٨) انقل المتغير **gender** إلى قائمة متغير الاختبار.
٤- اضغط على العلامة أمام **Median** لإلغاء اختيار هذا الاختبار.
٥- ضع علامة بالفأرة أمام **Custom** ثم اكتب الرقم ٢ في المربع المعد لذلك أمامها بغرض تحديد عدد مستويات المتغير المراد اختباره.
٦- **اضغط على** OK.

وعند الانتهاء من الخطوة السادسة يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل (١٥-٩).

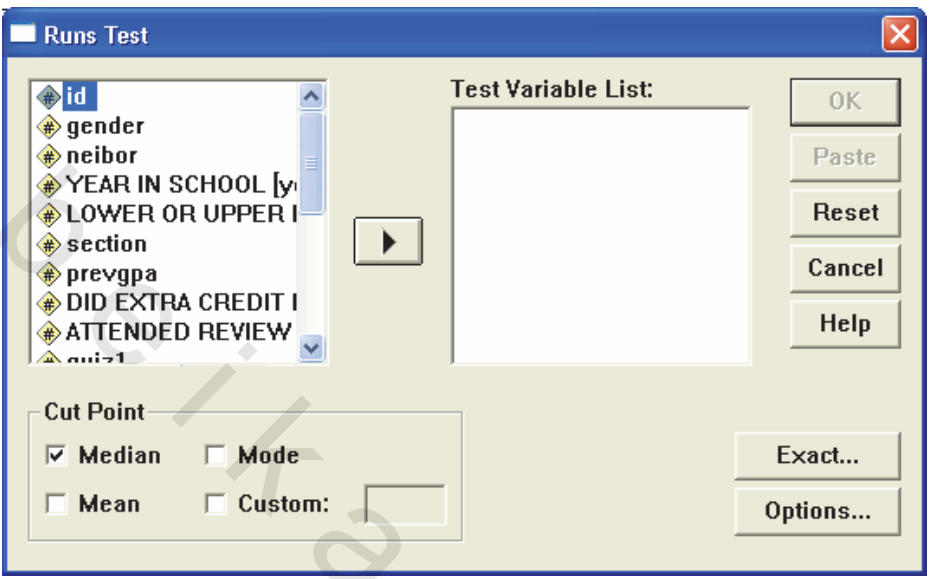
الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف Npar4 على الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TESTS
  /RUNS(2)=gender
```


obeikandl.com

```
/MISSING ANALYSIS.
```



شكل ١٥- ٨ مربع حوار اختبار Runs

النتائج:

تبين هذه النتائج أنه تم إجراء ٥٠ دورة. وهذا العدد يقيس عدد المرات في مجموعة البيانات عند الانتقال من رمز إلى رمز آخر. ولذلك فإن قيمة واحدة (يتم بمقتضاها الانتقال إلى الحالة التالية أو الفرد التالي) تعتبر دورة واحدة. ويمكن بالطبع تضمين عدد أكبر من الدورات في القيمة ٥٠ المبينة في النتائج. والقيمة المختبرة هي الرقم الذي يميز بين مجموعتين. وتستخدم النتائج ٦٤ من الإناث (< ٢) و٤١ من الذكور (≥ ٢). وتتوقف قيمتا (z) و (p) على العدد الكلي للدورات. ويحول هذا الاختبار عدد الدورات إلى درجة معيارية (z) والتي يحدد بمقتضاها الاحتمال. ومستوى الدلالة المحدد هنا هو (ل = ٨٤٠,) وهذا الرقم يشير إلى أن أعداد الذكور والإناث لا تنحرف انحرافا دالا إحصائيا عن العشوائية.

NPar Tests

Runs Test

	GENDER
Test Value[a]	2
Total Cases	105
Number of Runs	50
Z	-.202
Asymp. Sig. (2-tailed)	.840

a. User-specified.

شکل ۱۵-۹ نتائج اختبار Runs

obeikandl.com

اختبار ذي الحدين Binomial Test:

يقيس اختبار ذي الحدين إذا ما كان توزيع ما لمجموعة من القيم توزيعا ذا حدين. ويسلم توزيع ذي الحدين أن أي نتيجة لها احتمالان متساويان (ل = ٥,). فإذا ألقينا عملة غير متحيزة ١٠٠ مرة فإننا نتوقع أن نحصل تقريبا على ٥٠ صورة و٥٠ كتابة. وسوف نطبق اختبار توزيع ذي الحدين على الذكور والإناث في البيانات التي لدينا. ونحن نعلم أن عدد الذكور ٤١ وعدد الإناث ٦٤. ولذلك فإننا نستخدم توزيع ذي الحدين لنرى فقط كيف تعمل هذه الطريقة. ولذلك فإننا سوف نستخدم إذا ما كان هذا التوزيع يختلف اختلافا دالا عن ٥٢,٥ من الذكور و٥٢,٥ من الإناث.

تنفيذ التحليل:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (**الإصدار الثامن**)، **أو على Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم على **Binomial**.

٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-١٠) انقل المتغير **gender** إلى قائمة متغير الاختبار.

٤- **اضغط على** OK.

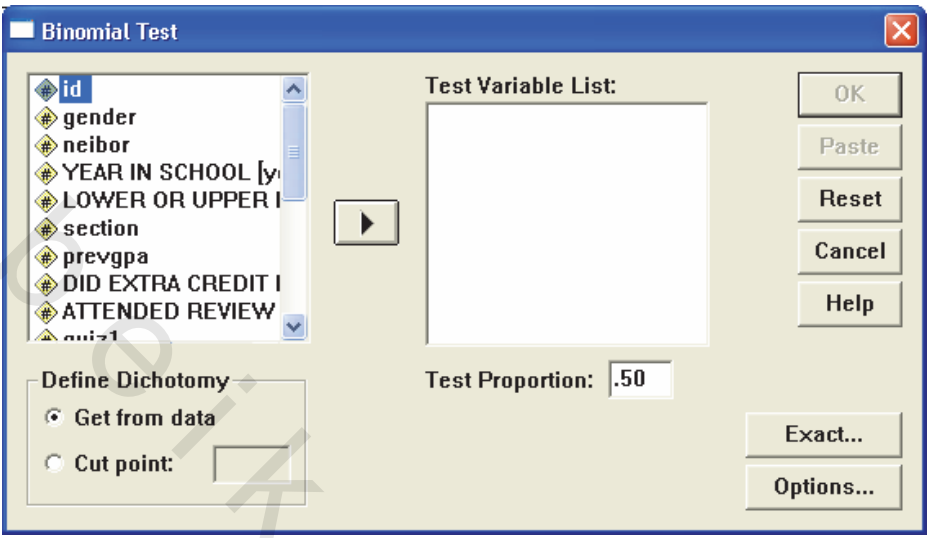
وعند الانتهاء من الخطوة الرابعة يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل (١٥-١١).

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف \Syntax\Npar5 من الأسطوانة المرنة

```
NPAR TEST
  /BINOMIAL (.50)= gender
  /MISSING ANALYSIS.
```


obeikandi.com



شكل ١٥-١٠ مربع حوار اختبار ذي الحدين

NPar Tests

Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (2-tailed)
GENDER	Group 1	MALE	41	.39	.50	.032[a]
	Group 2	FEMALE	64	.61		
	Total		105	1.00		

a. Based on Z Approximation.

شكل ١٥-١١ نتيجة الاختبار ذي الحدين

وكما ذكرنا فإن نسبة الاختبار المتوقعة لاختبار ذي الحدين هي ٥٠,. والنسبة المتوقعة هي العدد الأكبر في الرقمين (٦٤ من الإناث) مقسومة على العدد الكلي للملاحظات (١٠٥). وقيمة (ل) لهذا الاختبار هي ٠٣٢,, مما يشير إلى أن عدد الرجال والنساء يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن توزيع ذي الحدين الذي يفترض تساوي نسبة كل من الرجال والنساء.

اختبار كولموجروف لعينة واحدة

:The Kolmogorov-Smirnov One-Sample Test

صمم هذا الاختبار لقياس ما إذا كان توزيع معين يختلف اختلافا دالا عن التوزيع الاعتدالي (أي أن الالتواء والتفلطح في توزيع ما = صفر)، والتوزيع المنتظم Uniform (حيث القيم موزعة بالتساوي كتتابع الأرقام من ١ إلى ١٠٠). وتوزيع Poisson (قيمة λ تساوي المتوسط والتباين في التوزيع، وحيث يزيد حجم λ فإن التوزيع يقترب من التوزيع الاعتدالي)، أو التوزيع الأسي **Exponential**. ويقوم هذا الإجراء على مقارنة التوزيع التراكمي للعينة بالتوزيع التراكمي المفترض (الاعتدالي أو المنتظم أو بواسون). وسوف نستخدم ملف **Grades.sav** لاختبار ما إذا كان توزيع المتغير **final** توزيعا اعتداليا.

تنفيذ التحليل:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (**الإصدار الثامن**)، **أو على Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم اضغط على **1-Sample K-S**.

٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-١٢) انقل المتغير **final** إلى قائمة متغير الاختبار.

٤- اضغط على OK.

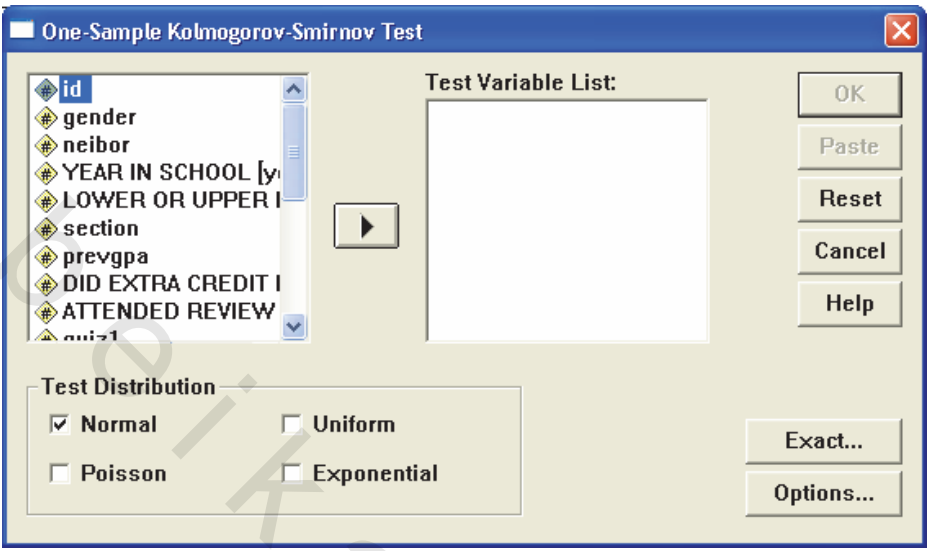
وعند الانتهاء من الخطوة الرابعة يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل (١٥-١٣).

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف Npar6 على الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TEST
  /K-S(NORMAL)= final
  /MISSING ANALYSIS.
```


obeikandi.com



شكل ١٥-١٢ مربع حوار اختبار كولموجروف لعينة واحدة

النتائج:

NPar Tests

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		FINAL
N		105
Normal Parameters [a,b]	Mean	61.48
	Std. Deviation	7.943
Most Extreme Differences	Absolute	.064
	Positive	.048
	Negative	-.064
Kolmogorov-Smirnov Z		.660
Asymp. Sig. (2-tailed)		.777

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

شكل ١٥-١٣ نتائج اختبار كولموجروف لعينة واحدة

تظهر النتائج أولا المتوسط والانحراف المعياري وحجم العينة. والفروق الأكثر تطرفا توضح أكبر فروق موجبة، وأكبر فروق سالبة بين العينة والتوزيع المفترض (في درجات معيارية z). ويشير اختبار كولموجروف إلى مستوى دلالة قدره ٧٧٧, لقيمة z. وهذه القيمة الكبيرة تشير إلى أن توزيع درجات المتغير **final** لا تختلف اختلافا دالا إحصائيا عن التوزيع الاعتدالي.

obeikandl.com

اختبار مربع كاي لعينة واحدة

:The One-Sample Chi-Square Test

يؤدي هذا الاختبار إلى إجراء اختبار مربع كاي لعينة واحدة (وهو ما يختلف عن الطريقة المعتادة لحساب مربع كاي باستخدام الجدول الثنائي). والقيم المتوقعة هي ببساطة العدد الكلي للحالات مقسوما على عدد الحالات في كل مستوى من مستويات المتغير. وسوف نستخدم في إجراء هذا الاختبار المتغير **neighbor** من ملف **grades.sav**. ونظرا لأن حجم العينة يبلغ ١٠٥ وعدد فئات هذا المتغير ٥، تكون القيمة المتوقعة لكل خلية ١٠٥/٥ = ٢١. ومن أهم مظاهر مربع الحوار في هذا الاختبار أنه إذا لم تكن تتوقع أن يكون التوزيع متساويا يمكن أن تضغط على الاختيار **Values** وتحدد النسبة التي تتوقعها. وإذا كنت تسحب عينة من المجتمع بالنسب التالية: ١٠٪ من بولاق، و٢٠٪ من الدقي، و٢٠٪ من المهندسين، ٤٠٪ من الجيزة، و 10٪ من الزمالك، يمكنك اختبار العينة في مقابل هذا التوزيع. وللقيام بذلك اكتب ١ ثم اضغط على **Add** ثم اكتب ٢ واضغط على **Add** ثم اكتب ٢ ثم اضغط على **Add**، اكتب ٤ ثم اضغط على **Add**، وأخيرا اكتب ١ ثم اضغط على **Add**. وسوف يقوم البرنامج باختبار العينة في مقابل تلك النسب.

تنفيذ التحليل:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (**الإصدار الثامن**)، **أو على Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم اضغط على **Chi-Square**.

٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-١٤) انقل المتغير **neighbor** إلى قائمة متغير الاختبار.

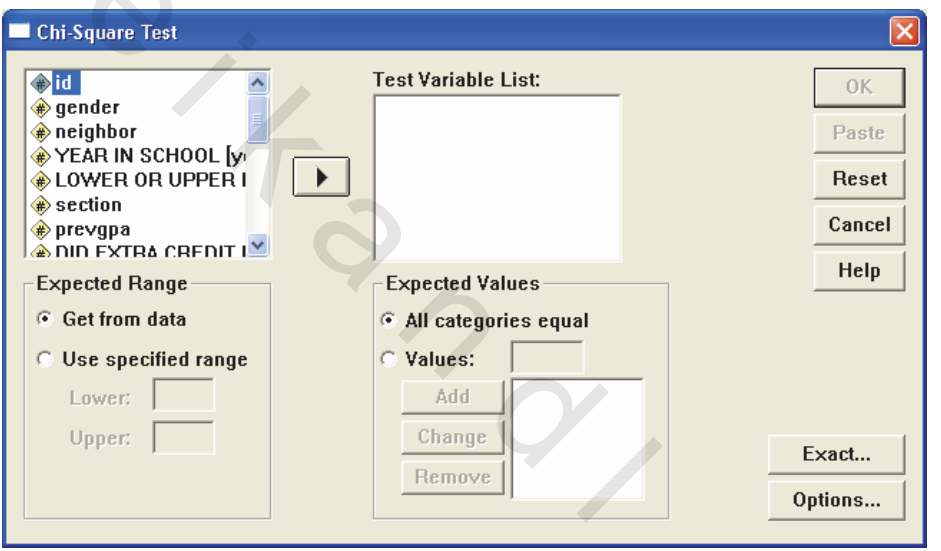
٤- اضغط على OK.

وعند الضغط على OK يعطي SPSS النتائج المبينة في شكل (١٥-١٥).

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويمكن استرجاع ملف Npar7 على الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TEST
  /CHISQUARE=neighbor
  /EXPECTED=EQUAL
  /MISSING ANALYSIS.
```



شكل ١٥-١٤ مربع حوار مربع كاي

النتائج:

يكفي المشاهدة البصرية للفروق بين القيم المتوقعة والقيم الملاحظة للكشف عن التباين بينهما. والبواقي هي القيم الملاحظة ناقص القيم المتوقعة المناظرة لها. ودرجات الحرية هي عدد المستويات ناقصا ١. ومستوى الدلالة المنخفض جدا يشير إلى أن تصنيف العينة في مجموعات سكنية ينحرف انحرافا ملحوظا عن القيم المتوقعة (تساوي نسب المجموعات الخمس).

NPar Tests

Chi-Square Test

Frequencies

NEIGHBOR

	Observed N	Expected N	Residual
Boulaq	5	21.0	-16.0
Dokki	20	21.0	-1.0
Giza	24	21.0	3.0
Mohandiseen	45	21.0	24.0
Zamalek	11	21.0	-10.0
Total	105		

Test Statistics

	NEIGHBOR
Chi-Square[a]	44.857
df	4
Asymp. Sig.	.000

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 21.0.

شكل ١٥-١٥ نتائج تحليل مربع كاي لمجموعة واحدة

obeikandl.com

اختبار تحليل التباين الأحادي

The Friedman One-Way ANOVA

يشبه هذا الاختبار اختبار تحليل التباين التقليدي مع استثناءين هامين هما:

أ- أن المقارنات في اختبار فريدمان تقوم على متوسط رتب المتغيرات وليس على المتوسط والانحراف المعياري للدرجات الخام.

ب-بدلا من حساب النسبة الفائية يقارن فريدمان بين القيم المرتبة بالقيم المتوقعة في تحليل لمربع كاي.

وقوة اختبار فريدمان أقل من قوة تحليل التباين الأحادي، ولكن إذا كان التوزيع ينحرف انحرافا شديدا عن التوزيع الاعتدالي، يجب استخدام اختبار تحليل التباين الأحادي لفريدمان. وإجراءات الاختبار بسيطة ولا تسمح بإجراء مقارنات بعدية مثل شافيه أو توكي، كما أنها لا تسمح بعقد مقارنات متقابلة. وسوف نستخدم الملف الذي سبق أن استخدمناه وهو **Grades.sav** في معرفة ما إذا كانت هناك فروق بين الاختبارات القصيرة الخمسة **quiz1** إلى **quiz5**.

تنفيذ التحليل:

طريقة التأشير والضغط:

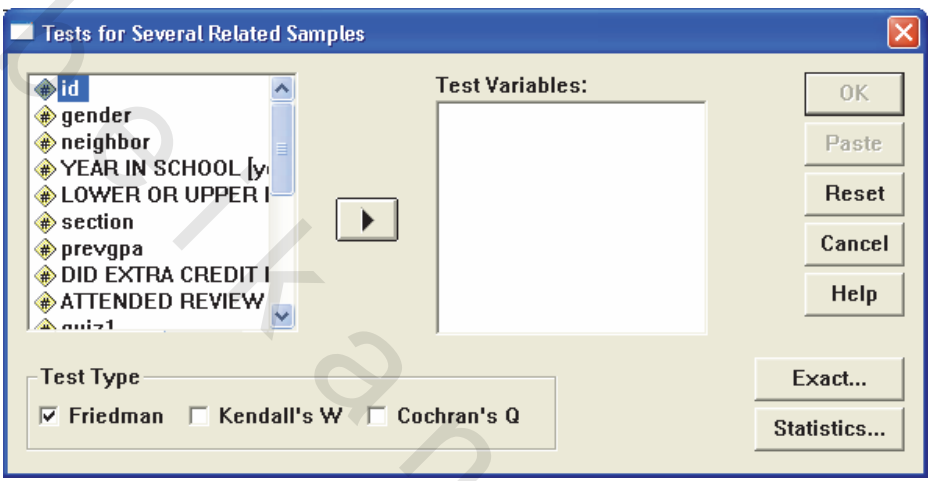
١- اضغط على **Statistics** (**الإصدار الثامن**)، **أو على Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).
٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم اضغط على **K-Related Samples**.
٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-١٦) انقل المتغيرات **quiz1** إلى **quiz5** إلى قائمة متغير الاختبار.
٤- اضغط على **OK**.

وعند الضغط على OK يعطي SPSS النتائج المبينة في شكل (١٥-١٧).

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمر. ويوجد ملف Npar8 على الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TESTS
  /FRIEDMAN = quiz1 quiz2 quiz3 quiz4 quiz5
  /MISSING LISTWISE.
```



شكل ١٥-١٦ مربع حوار اختبار فريدمان

النتائج:

يتم تحديد متوسط الرتب كما يلي:

١- ترتب جميع درجات الاختبارات وعددها ٥٢٥ (١٠٥ × ٥) من الأعلى إلى الأدني وتعطى الرتب من ١ (أقل رتبة) إلى ١١ (أعلى رتبة).

٢- هناك ١١ درجة محتملة (من صفر إلى ١٠)، ويكون هناك بالطبع تكرارات كثيرة لكل مستوى.

٣- تجمع رتب الاختبارات الخمسة وتقسم على ١٠٥.

ويلاحظ أن مستوى الدلالة المرتبط بتحليل مربع كاي (ل = ٠١٥,) مما يشير إلى أن هناك فروقا دالة بين الاختبارات الخمسة **quiz1** إلى **quiz5**. ويمكن أن يوجد هذا الفرق في أي مكان بين المقارنات الزوجية الممكنة. وإذا نظرنا إلى الاختبارات الخمسة

سوف نلاحظ أنه من المحتمل أن يختلف **quiz1** (م = ٢,٦٨) اختلافا دالا عن **quiz3** (م = ٣,٣٤).

NPar Tests

Friedman Test

Ranks

	Mean Rank
QUIZ1	2.68
QUIZ2	3.07
QUIZ3	3.34
QUIZ4	3.04
QUIZ5	2.88

Test Statistics[a]

N	105
Chi-Square	12.411
df	4
Asymp. Sig.	.015

a. Friedman Test

شكل ١٥-١٧ نتائج تحليل التباين لفريدمان

obeikandl.com

اختبار الوسيط لعدة عينات

:The K-Sample Median Test

العملية الإحصائية الأخيرة في هذا الفصل هي حساب وسيط اثنين أو أكثر من التوزيعات، ثم حساب ما إذا كانت القيم أسفل الوسيط العام (وسيط جميع المجموعات) تختلف عن عدد القيم التي تزيد على هذا الوسيط لكل مجموعة تدخل في المقارنات. ويستخدم مربع كاي لحساب مستويات الدلالة. وسوف نستخدم درجات المتغير **final** في الأقسام الثلاثة (المتغير **sections**). وتتكون العملية من ترتيب جميع الدرجات في الأقسام الثلاثة مجتمعة لتحديد الوسيط العام. بعد ذلك تحسب عدد الدرجات فوق أو تحت هذا الوسيط في كل قسم على حدة. وإذا كانت هناك فروق في أي قسم عن العدد المتساوي تقريبا فوق الوسيط العام أو تحته فإن ذلك يشير إلى وجود عامل تحيز في هذا القسم.

تنفيذ التحليل:

طريقة التأشير والضغط:

١- اضغط على **Statistics** (الإصدار الثامن)، أو على **Analyze** (الإصدارات من التاسع إلى الثاني عشر).

٢- من القائمة المنسدلة اضغط على **Nonparametric Tests** ثم على **K Independent Sample**.

٣- عندما يظهر مربع الحوار الموجود في شكل (١٥-١٨) انقل المتغير **final** إلى مربع قائمة متغيرات الاختبار مع وضع علامة أمام Median وإلغاء العلامة الأخرى أمام Kruskal-Wallis H.

٤- انقل المتغير **section** إلى المتغير التجميعي.

٥- اضغط على Define Range وعندما يظهر مربع الحوار أكتب ١ ثم ٣.

٦- اضغط على **Continue**.

٧- اضغط على **OK**.

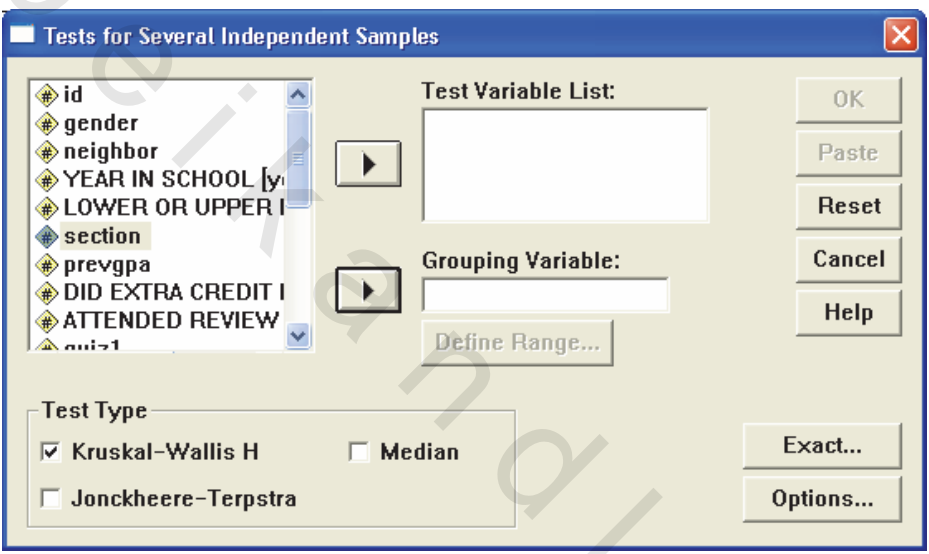
سوف يعطي SPSS النتائج الموضحة في شكل (١٥-١٩).

openkandil.com

الطريقة اللغوية:

افتح المحرر اللغوي واكتب الأمر التالي ولا تنسى النقطة في نهاية الأمـــر. أو استرجع ملف Npar9 على الأسطوانة المرنة.

```
NPAR TESTS
  /MEDIAN=final   BY section(1 3)
  /MISSING ANALYSIS.
```



شكل ١٥– ١٨ مربع حوار اختبار الوسيط

النتائج:

تبين النتائج عدد الدرجات التي يزيد على الوسيط وعدد الدرجات التي تقل عـــن الوسيط في كل قسم. ويبلغ الوسيط العام ٦٢,٠، كما تظهر قيمة مربع كاي التي يحددها مقارنة القيم الملاحظة بالقيم المتوقعة. ودرجات الحرية (٢) عبارة عن عدد المـــستويات ناقصا ١ أي (٣ – ١) مضروبة في عدد المتغيرات ناقصا ١ (٢ – ١). ويبلغ مـــستوى الدلالة (ل = ٦٧٢,) مما يدل على أن توزيع الدرجات في كل قسم لا يختلف اختلافا دالا إحصائيا عن القيم المتوقعة.

NPar Tests

Median Test

Frequencies

		SECTION		
		1	2	3
FINAL	> Median	17	16	15
	<= Median	16	23	18

Test Statistics[b]

	FINAL
N	105
Median	62.00
Chi-Square	.794[a]
df	2
Asymp. Sig.	.672

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 15.1.

b. Grouping Variable: SECTION

شكل ١٥-١٩ نتائج تحليل اختبار الوسيط

obeikandi.com

obeikandl.com