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

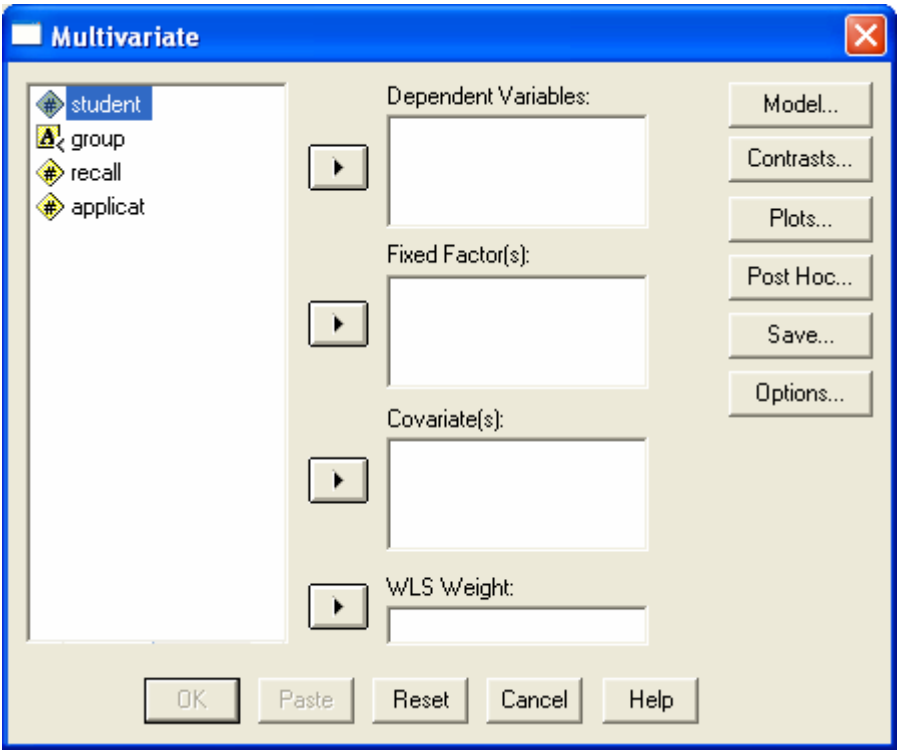
وقد أراد الباحث اختبار الفرض الصفري بعدم وجود فروق دالة إحصائيا بين متوسطي المجتمع في بعدي التذكر والتطبيق (أو التجمع الخطي لهما) كما لا توجد فروق

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.

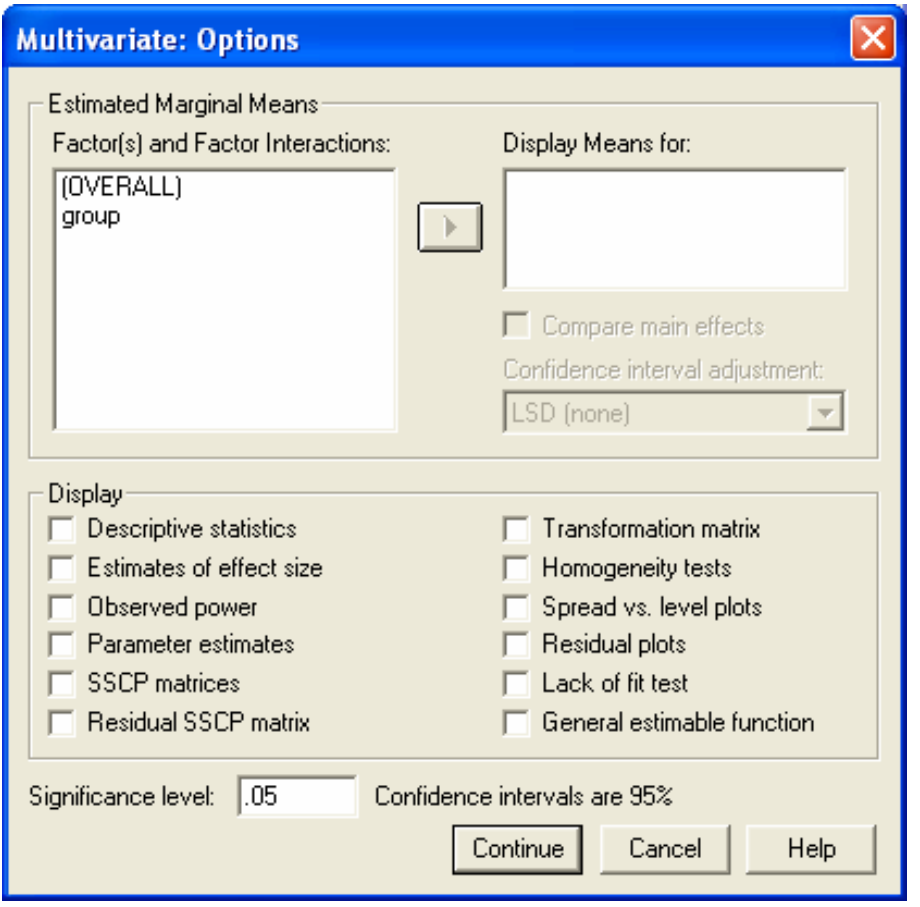


شكل ١٢-١ مربع حوار المتغيرات المتعددة

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.

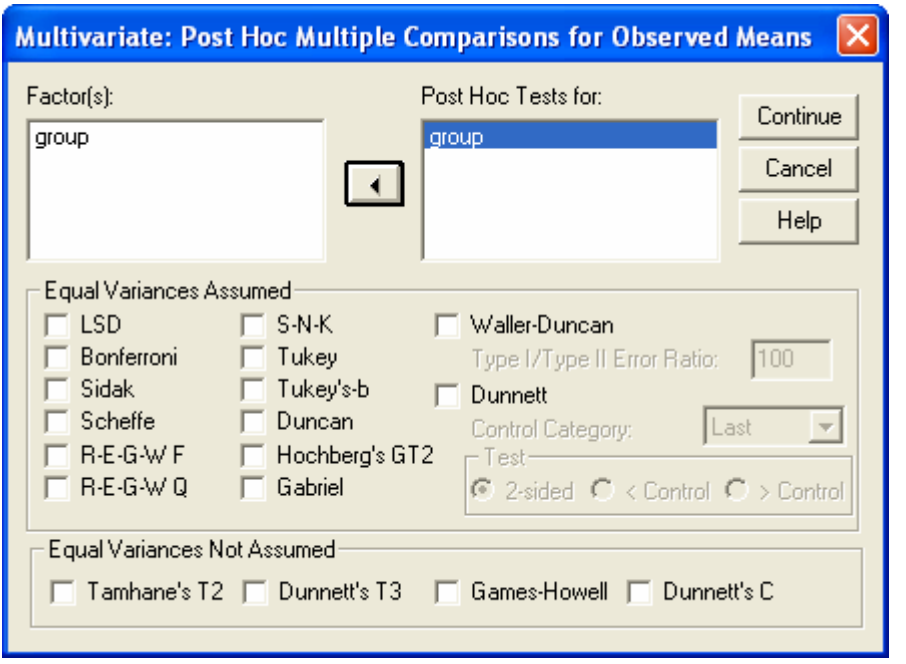
٧- اضغط على **Descriptive Statistics** و **Estimates of Effect Size** و **Homogeneity tests** تحت Display.

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

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,. ٣١ = 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 الخـــاص بالنتـــائج حتى نمكن القارئ من تقويم الفروق بين المجموعات. ويمكن بناء رسوم المربعات التـــي تستعرض توزيعات المتغيرات التابعة المتعددة لاختبار تحليل التبـــاين المتعـــدد بطريقـــة تختلف قليلا عن الطريقة التي تستخدم عند تقويم الفروق فـــي اختبـــار 'ت' لمجمـــوعتين مستقلتين. ولبناء رسوم المربعات فإننا نتبع الخطوات التالية:

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

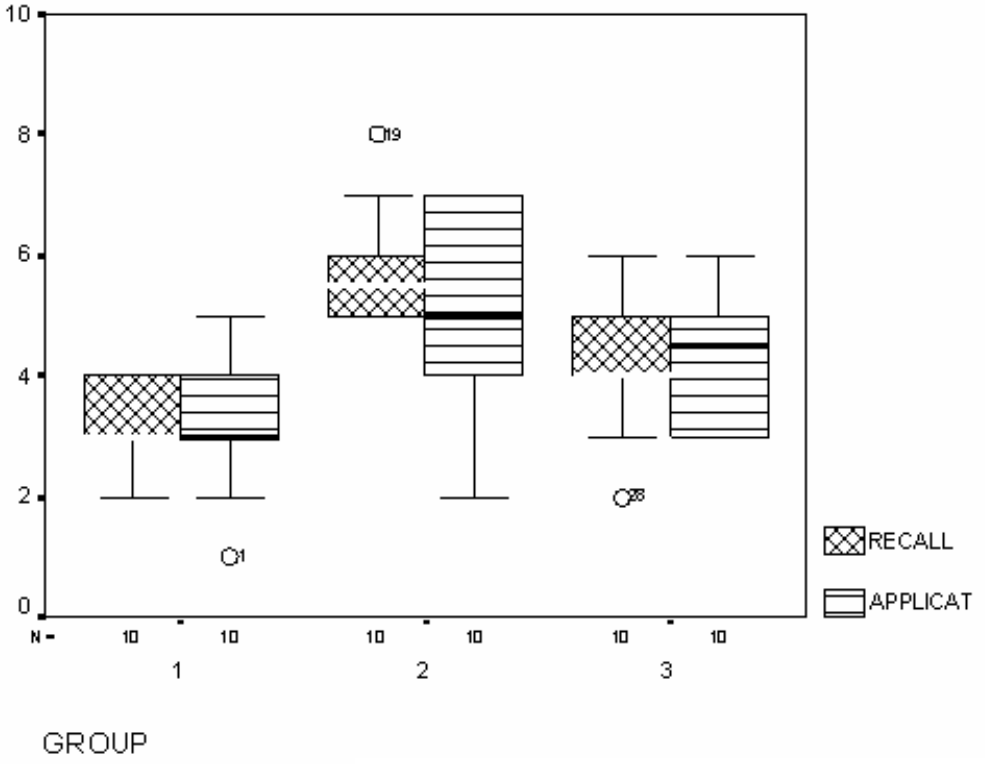
٢- اضغط على **Clustered** و **Summaries for Separate Variables** في مربع حوار رسوم المربع.

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