

الفصل الحادي عشر تحليل التغيرات

(11,1) مقدمة

في كثير من النواحي التطبيقية عند إجراء تجربة وفقاً لأحد التصاميم، يظهر للباحث بعض المتغيرات الكمية الأخرى التي تشترك مع المعالجات جنباً إلى جنب في التأثير على الظاهرة محل الدراسة، ومن ثم يحتاج الباحث إلى عزل آثار هذه المتغيرات لتحديد الآثار الفعلية للمعالجات، وعدم الأخذ في الاعتبار هذه المتغيرات يترتب عليه زيادة في حجم تباين الخطأ التجريبي مما يؤدي إلى الوصول لنتائج مضللة للتقديرات من ناحية، واتخاذ قرارات غير سليمة بخصوص معنوية آثار المعالجات من ناحية أخرى.

وتحليل التغيرات هو نوع من الضبط الإحصائي حيث يتم قياس متغير (أو أكثر) خارجي له أثر على المتغير التابع، وذلك بهدف عزل أثر هذا المتغير الخارجي على المتغير التابع فإذا كان الهدف من الدراسة مقارنة عدة أنواع من الغذاء لزيادة الوزن والمتغير التابع هو الزيادة في الوزن، أما المتغير الخارجي (المصاحب) والذي له أثر على الزيادة في الوزن هو الوزن قبل التجربة وهو أمر مقبول لأن الأشخاص غير متساويين في الوزن، وبذلك يُستخدم تحليل التغيرات لعزل أثر الوزن قبل التجربة، وهكذا يقرر الباحث اختبار المتغير المصاحب (الوزن) على ضوء قوة العلاقة الارتباطية بين متغير الوزن والمتغير التابع (الزيادة في الوزن) وأن معرفة درجة الارتباط بين متغير الوزن ومتغير الزيادة في الوزن مهمة هنا فكلما زاد الارتباط بينهما زاد التباين العائد إلى المتغير المصاحب وبالتالي كانت إجراءات (ANCOVA) أكثر فعالية في تقليل تباين الخطأ، حيث تزداد درجة دقة النتائج من استخدام تحليل التغيرات.

(11,2) متى يستخدم تحليل التغيرات:

يعتبر تحليل التغيرات من الأساليب المستخدمة مع التصميم شبه التجريبي والفرق بينهما انه في حال التصميم التجريبي يتم ضبط المتغيرات المتحكممة في المتغير التابع أما في التصميم شبه التجريبي فإن بعض المتغيرات المؤثرة في النتائج لم يتم إجراء تكافؤ بين المجموعات التجريبية والضابطة إنما تم قياس تلك المتغيرات فقط وبالتالي فإن استخدام الاختبار البديل وهو تحليل التباين لن يعطي نتائج حقيقية، لذلك نستخدم اختبار تحليل التغيرات.

(11,3) أهداف تحليل التغيرات:

يهتم أسلوب تحليل التغيرات بدراسة وتحليل أثر عدة متغيرات مختلفة النوعية على متغير تابع كمي، وتطبيق هذا الأسلوب في مجال تصميم وتحليل التجارب يسعى لتحقيق الأهداف التالية:

- تقدير الأثار الفعلية للمعالجات واختبار تساوي متوسطاتها بعد إزالة آثار المتغيرات الكمية المستقلة الأخرى على المتغير التابع.
- تقدير آثار المتغيرات الكمية واختبار معنويتها مع تثبيت آثار المعالجات.
- تقدير فترة ثقة للفرق بين متوسطات المعالجات المعدلة (أي المتوسطات المحسوبة بعد إزالة آثار المتغيرات الكمية الأخرى).

(11,4) شروط تطبيق تحليل التغيرات:

- 1- أن تكون العينات موضع المقارنة مستقلة.
- 2- أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات ذات توزيعات طبيعية. ، وقد اقترح بعض الباحثين أن هذا الشرط يمكن التغاضي عنه في حال العينات التي تزيد عن 30 .
- 3- أن تكون تباينات المجتمعات متساوية بمعنى تجانس التباين بين المجتمعات.
- 4- أن تكون العلاقة بين متغير التغيرات والمتغير التابع خطية.
- 5- عدم وجود تفاعل بين متغير التغيرات والمعالجات.

(11,5) نموذج تحليل التغيرات في حالة تصميم تام تعشبية.

Analysis of covariance for a CRD

بفرض أنه أجريت تجربة وفقا لتصميم تام التعشبية، لدراسة وتحليل أثر t من المعالجات T_1, \dots, T_t ، على المتغير التابع الكمي y ، وأن المتغير الكمي x هو أحد المتغيرات المستقلة التي يرى الباحث أنه يشارك المعالجات في التأثير على المتغير التابع Y محل الدراسة، في هذه الحالة يكون مصادر الاختلاف في المتغير التابع y ثلاث مصادر هي:

• المعالجات.

• المتغير الكمي المستقل x . $\bar{Y}_{..} = Y_{..} / nt$ $\bar{Y}_{.i} = Y_{.i} / nt$ $\sum_i Y_{.i} = Y_{..}$ $\sum_i X_{.i} = X_{..}$ \bar{x}

• الأخطاء التجريبية.

يعطي الجدول التالي المشاهدات لتجربة بما t من المعالجات وفي كل مجموعة r من المشاهدات

المعالجة I		...		المعالجة i		المعالجة t		
Y_{11}	X_{11}	Y_{i1}	X_{i1}	Y_{t1}	X_{t1}	
Y_{12}	X_{12}	Y_{i2}	X_{i2}	Y_{t2}	X_{t2}	
...	
Y_{1r}	X_{1r}	Y_{ir}	X_{ir}	Y_{tr}	X_{tr}	
المجموع $Y_{1.}$	$X_{1.}$	$Y_{i.}$	$X_{i.}$	$Y_{t.}$	$X_{t.}$	$\sum Y_{i.} = Y_{.}$ ، $\sum X_{i.} = X_{.}$
المتوسط $\bar{Y}_{1.}$	$\bar{X}_{1.}$	$\bar{Y}_{i.}$	$\bar{X}_{i.}$	$\bar{Y}_{t.}$	$\bar{X}_{t.}$	$\bar{Y}_{.} = Y_{.}/n$ ، $\bar{X}_{.} = X_{.}/n$

واستناداً لذلك يمكن صياغة النموذج الخطي الذي يعكس هذه المصادر الثلاث كالتالي:

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \beta (x_{ij} - \bar{x}_{..}) + \varepsilon_{ij} \quad (10.1)$$

حيث أن:

y_{ij} : المشاهدة على الوحدة التجريبية رقم j التي استلمت المعالجة رقم i ، $i=1,2,\dots,t$ ، $j=1,2,\dots,r$

μ : متوسط عام.

τ_i : أثر المعالجة رقم i

x_{ij} : المتغير الكمي المستقل المشاهد على الوحدة التجريبية رقم j التي استلمت المعالجة رقم i ، ويطلق عليه بالمتغير المفسر أو متغير التغير أو المتنبأ منه.

$\bar{x}_{..}$: المتوسط العام للمتغير الكمي المستقل، $(\bar{x}_{..} = x_{..}/tr)$.

β : أثر المتغير الكمي السائل x على المتغير التابع y ، ويسمى بمعامل الانحدار، ويبين هذا المعامل اتجاه نوع هذا الأثر (إيجابي، أو سلمي)، وكذلك مقدار التغير في المتغير التابع y إذا تغيرت x بوحدة واحدة.

ε_{ij} : الخطأ التجريبي للوحدة التجريبية رقم j التي استلمت المعالجة رقم i .

والنموذج (10.1) أعلاه هو نموذج خطي يسمى بنموذج تحليل التغيرات.

افتراضات النموذج

يستند هذا النموذج على الافتراضات التالية:

1. المتغير التابع كمي متصل وله توزيع طبيعي، ومشاهداته مستقلة.

2. المتغير المستقل x كمي ومعطاه فهو متغير محدد.

3. مجموع آثار المعالجات يساوي صفرا، $\sum_{i=1}^t \tau_i = 0$ كما أنها مستقلة خطيا عن المتغيرات المستقلة x .

4. الأخطاء التجريبية متغيرات عشوائية لها توزيع طبيعي متوسطه صفرا وتباينه σ^2 ثابت من مشاهدة لأخرى.

5. الأخطاء التجريبية مستقلة خطيا عن المتغيرات المستقلة x .

(11,6) الاستدلال الإحصائي.

لتحقيق أهداف تحليل التباين في مجال التصميم، يجب إجراء الاستدلال الإحصائي والذي يتناول تقديرات فترات الثقة واختبارات الفروض التالية:

1. اختبار فرض تساوي متوسطات المعالجات عندما يعزل أثر المتغير المستقل x الذي أخذ في الاعتبار عند التصميم.

2. تقدير فترة ثقة لمعامل انحدار المتغير المستقل β وكذلك اختبار معنويته.

3. تقدير فترات ثقة لمتوسط المعالجة وكذلك للفرق بين متوسطي معالجتين.

4. إجراء المقارنات المتعددة لمتوسطات المعالجات المعدلة.

(11,6,1) اختبار فرض تساوي متوسطات المعالجات.

فرض العدم:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_t = \mu$$

والفرض البديل: يوجد على الأقل متوسطي ل مختلفين.

$$H_1 : \text{at least one of } \mu_i \neq \mu$$

ولكي يتم اختبار فرض تساوي متوسطات المعالجات يجب تكوين جدول تحليل التباين المعدل أو ما يسمى بجدول تحليل التباين.

جدول تحليل التباين المعدل (جدول تحليل التباين)

من نموذج تحليل التباين (10.1) يلاحظ أن مصادر الاختلاف في المتغير التابع ثلاث هي: المعالجات ودرجات حريتها (t-1)، والمتغير الكمي المستقل x وله درجة حرية واحدة، والأخطاء التجريبية ولها درجات حرية (t-1) (1). ومن ثم يأخذ جدول تحليل التباين الشكل التالي:

S.O.V	SS	df	MS	F*
Treat.	$SSTr x$	$t - 1$	$MSTr x$	$F_{Tr}^* = (MSTr X) / (t - 1)$
X	$SSX Tr$	1	$MSX Tr$	$F_x^* = (MSX X) / 1$
Error	$SSE (Tr, X)$	$tr - t - 1$	$MSE (Tr, X)$	
Corrected Total	$SSTo$	$tr - 1$		

حيث أن:

$SSTr | x$: هو مجموع المربعات التي أضافتها المعالجات عند إدخالها في النموذج الخطي الذي يشمل المتغير المستقل

x

$SSX | Tr$: هو مجموع المربعات التي أضافها المتغير المستقل x عند إدخاله في النموذج الخطي الذي يشمل المعالجات.

$SSE (Tr, X)$: مجموع المربعات في النموذج الخطي الذي يشمل كلا المتغيرين (المعالجات والمتغير المستقل x).

$SSTo$: مجموع المربعات الكلي ويحسب بالمعادلة التالية:

$$SSTo = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r y_{ij}^2 - CF, \quad CF = \frac{y_{..}^2}{tr}$$

ومجموع المربعات الذي أضافه كل مصدر من المصادر أعلاه يحسب باتباع الخطوات التالية:

أولاً: حساب مجموع مربعات الخاصة بتحليل التباين لكل من x، y، xy كما هو مبين بالجدول التالي:

1- بالنسبة للمتغير y

S.O.V	y	
Treat	$T_{yy} = \frac{1}{r} \sum y_i.^2 - CF_y$	مجموع المربعات للمعالجات الغير مصحح
Error	$E_{yy} = S_{yy} - T_{yy}$	مجموع مربعات للخطأ الغير مصحح
Total	$S_{yy} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r y_{ij}^2 - CF_y$	مجموع المربعات الكلي الغير مصحح

2- بالنسبة للمتغير x

S.O.V	x	
Treat	$T_{xx} = \frac{1}{r} \sum x_i^2 - CF_x$	مجموع المربعات للمعالجات الغير مصحح
Error	$E_{xx} = S_{xx} - T_{xx}$	مجموع مربعات للخطأ الغير مصحح
Total	$S_{xx} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r x_{ij}^2 - CF_x$	مجموع المربعات الكلي الغير مصحح

3- بالنسبة لحاصل ضرب xy

S.O.V	xy	
Treat	$T_{xy} = \frac{1}{r} \sum (x_i \cdot y_i) - CF_{xy}$	مجموع المربعات للمعالجات الغير مصحح
Error	$E_{xy} = S_{xy} - T_{xy}$	مجموع مربعات للخطأ الغير مصحح
Total	$S_{xy} = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^r (x_{ij} y_{ij}) - CF_{xy}$	مجموع المربعات الكلي الغير مصحح

ملاحظة: القيم T_{xy} و E_{xy} و S_{xy} ممكن أن تكون سالبة.

ثانياً: حساب مجموع المربعات المصحح

مجموع المربعات الكلي المصحح هو:

$$(adj .SSTo) = S_{yy} - \frac{(S_{xy})^2}{S_{xx}}$$

مجموع مربعات الخطأ المصحح سيكون:

$$[SSE (Tr, x)] = E_{yy} - \frac{(E_{xy})^2}{E_{xx}}$$

مجموع مربعات المعالجات المصحح هو:

$$(SSTr | x) = SSTo - SSE$$

ومن ثم يكون جدول تحليل التباين المعدل (التغاير) التالي:

S.O.V	SS	df	MS	F^*
x	$(SSX Tr)$	1	$MSX = (SSX Tr) / 1$	$F_x^* = MSX / MSE$
Treat	$(SSTr x)$	$t - 1$	$MSTr = (SSTr x) / (t - 1)$	$F_T^* = MSTr / MSE$
Error	$[SSE (Tr, X)]$	$tr - t - 1$	$MSE = [SSE (Tr, x)] / (tr - t - 1)$	
Corrected Total	$SSTo = Syy$	$tr - 1$		

إذا كانت F_T^* من جدول تحليل التباين أكبر من القيمة الجدولية $F_{\alpha}(t-1, tr-t-1)$ فإننا نرفض فرض العدم عند مستوى معنوية α .

ويلاحظ من الجدول أنه قد حذفت درجة حرية واحدة لكل من الخطأ ومجموع المربعات الكلية وذلك نتيجة لتقدير معامل الانحدار β .

(11,6,2) تقدير فترة ثقة لمعامل انحدار المتغير المستقل وكذلك اختبار معنويته.

تقدير معامل الانحدار β هو:

$$\text{Point Estimate} = \hat{\beta} = \frac{Exy}{Exx}$$

ويكون الخطأ المعياري للتقدير $\hat{\beta}$ هو

$$S.E_{\hat{\beta}} = \sqrt{MSE / E_{xx}}$$

ويمكن تكوين فترة ثقة $(1 - \alpha)\%$ لمعامل الانحدار β وهي:

$$\hat{\beta} \pm (t_{(1-\alpha/2, tr-t-1)}) (S.E_{\hat{\beta}})$$

اختبار معنوية معامل الانحدار

فرض العدم:

$$H_0 : \beta = 0$$

الفرض البديل:

$$H_1 : \beta \neq 0$$

إحصائية الاختبار:

$$F_{\beta}^* = MSX / MSE$$

إذا كانت القيمة المحسوبة F_{β}^* أكبر من القيمة الجدولية $F_{\alpha}(1, tr - t - 1)$ نرفض الفرض العدم ونقبل الفرض البديل ويستدل من ذلك على أن متغير التغيرات له أثر معنوي على المتغير التابع.

(11,6,3) تقدير فترات ثقة لمتوسط المعالجة μ_i

لتقدير فترة ثقة الخاص بمتوسط المعالجة μ_i يتم اتباع الآتي:

حساب التقدير بنقطة لمتوسط المعالجة $(\bar{y}_{i.}^*)$ بعد إزالة أثر المتغير الكمي المستقل X وذلك باستخدام المعادلة التالية:

$$\bar{y}_{i.}^* = \bar{y}_{i.} - \hat{\beta}(\bar{x}_{i.} - \bar{X}_{..})$$

حساب الخطأ المعياري لهذا التقدير $S.E_{\bar{y}_{i.}^*}$ وبحسب بالمعادلة التالية:

$$S.E_{\bar{y}_{i.}^*} = \sqrt{MSE \left(\frac{1}{r} + \frac{(\bar{x}_{i.} - \bar{X}_{..})^2}{Exx} \right)}$$

و بتطبيق الصيغة المشهورة لفترة الثقة $(1 - \alpha) \%$ وهي:

$$Point\ Esti\ mate \pm (Tabulated\ Value) (Standard\ Error)$$

يمكن تكوين فترة ثقة $(1 - \alpha) \%$ للمتوسط μ_i وهي:

$$\bar{y}_{i.}^* \pm (t_{(1-\alpha)/2, df_{error}}) (S.E_{\bar{y}_{i.}^*})$$

(11,7) استخدام برنامج SPSS في الحصول على نتائج تحليل التغيرات

بفرض أنه أجريت تجربة وفقاً لتصميم تام التعشيق، لدراسة وتحليل أثر t من المعالجات T_1, \dots, T_r ، على المتغير التابع الكمي Y ، وأن المتغير الكمي X هو أحد المتغيرات المستقلة التي يرى الباحث أنه يشارك المعالجات في التأثير على المتغير التابع Y محل الدراسة، ومع تحقق الافتراضات الخاصة بنموذج تحليل التغيرات السابق عرضها، يكون مصادر الاختلاف في المتغير التابع Y ثلاث مصادر هي:

- المعالجات .Treat.
- المتغير الكمي المستقل .X
- الأخطاء التجريبية.

ويعطي الجدول التالي المشاهدات لتجربة بها t من المعالجات وفي كل مجموعة r من المشاهدات

عرض بيانات التجربة في حالة تحليل التباين

المعالجة 1		...		المعالجة j		...		المعالجة t	
y_{11}	x_{11}	y_{i1}	x_{i1}	y_{t1}	y_{t1}
y_{12}	x_{12}	y_{i2}	x_{i2}	y_{t2}	y_{t2}
...
y_{1r}	x_{1r}	y_{ir}	x_{ir}	y_{tr}	y_{tr}

يمكن استخدام برنامج SPSS في الحصول على كافة النتائج الخاصة بتحليل التباين وفقاً لأي من التصميمات التجريبية السابقة، حيث يتم الأخذ في الاعتبار أن المدخلات في برنامج SPSS تشمل في هذه الحالة بيانات كل من المتغير التابع الرقمي Y والمتغير المستقل الكمي أو الرقمية X ، والمتغير الوصفي T ، والذي يشمل t معالجة .

تطبيق (11,1):

تم اختيار 9 مفحوصين عشوائياً وتوزيعهم على 3 مجموعات (T_1, T_2, T_3) درست كل مجموعة منهم بإحدى طرق تدريس الرياضيات وتم قياس الاستعداد الرياضي Apt وهو المتغير الكمي المستقل، ويرمز له بالرمز (X) والتحصيل Ach وهو المتغير التابع، ويرمز له بالرمز (Y) حيث تم قياس الاستعداد الرياضي أو القدرة الرياضية قبل التجربة وقياس التحصيل بعد التجربة، ولخصت النتائج بالجدول التالي.

المجموعات					
T_1		T_2		T_3	
$Apt (X)$	$Ach (Y)$	$Apt (X)$	$Ach (Y)$	$Apt (X)$	$Ach (Y)$
8	6	7	8	9	12
4	3	5	7	10	12
6	4	8	10	7	10

والمطلوب

أولاً: استخدام برنامج SPSS في الحصول على النتائج التالية:

- التحقق من توازي خطوط الانحدار للمجموعات الثلاث من خلال العرض البياني للخطوط.
- التحقق من توازي خطوط الانحدار للمجموعات الثلاث من خلال الاختبارات الإحصائية.
- فترات الثقة 95% لمتوسطات المعالجات، باستخدام تقديرات المتوسطات المعدلة.
- فترات الثقة 95% للفرق بين متوسطي كل معالجتين باستخدام تقديرات المتوسطات المعدلة.

• جداول تحليل التباين للنماذج المستخدمة.

ثانياً: التحليل الإحصائي للنتائج المتحصل عليها.

الحل:

لاستخدام برنامج SPSS في الحصول على نتائج تطبيق (11,1) تحليل التغيرات في حالة تصميم تام تعشبية يمكن إدخال أسماء المتغيرات وقراءة البيانات كما هي موضحة:

method	Apt	Ach
1	8	6
1	4	3
1	6	4
2	7	8
2	5	7
2	8	10
3	9	12
3	10	12
3	7	10

الآن لدينا ثلاثة متغيرات وهم :

- المتغير المستقل: طريقة بثلاث مستويات أو ثلاثة مجموعات مستقلة .
- متغير التغيرات: اختبار الاستعداد الرياضي أو القدرة الرياضية Apt.
- المتغير التابع: اختبار التحصيل في الرياضيات Ach

والواقع أن اختبار انكوفيا يحاول حذف أثر المتغير المصاحب من المتغير التابع - التحصيل - ومن ثم نستخدم اختبار - تحليل التباين (F) علي المتوسطات المعدلة للاختبار التحصيلي لتبين الفروق بينها ، وفي حال وجود أكثر من طريقتين أو عينتين يجب استخدام اختبارات المقارنة البعدية وبرنامج SPSS لديه LSD وبونفروني و Sidak المعدل لتحسس موضع الفروق، ولكن يفضل اختبار بونفروني و Sidak لأنهما يعتمدان علي المتوسطات المعدلة.

الآن نقوم بادخال البيانات كما سبق كالتالي:

- إدخال المتغير التابع باسم (Y) في أول أعمدة الملف الفارغ من جهة اليسار والخاص مستوى التحصيل .Ach
- إدخال المتغير المستقل الكمي X والذي يعبر عن الاستعداد الرياضي Apt في العمود الثاني.
- إدخال المتغير المستقل الوصفي T ويعبر عن طرق التدريس المختلفة وله ثلاث مستويات ويرمز لها بالرموز

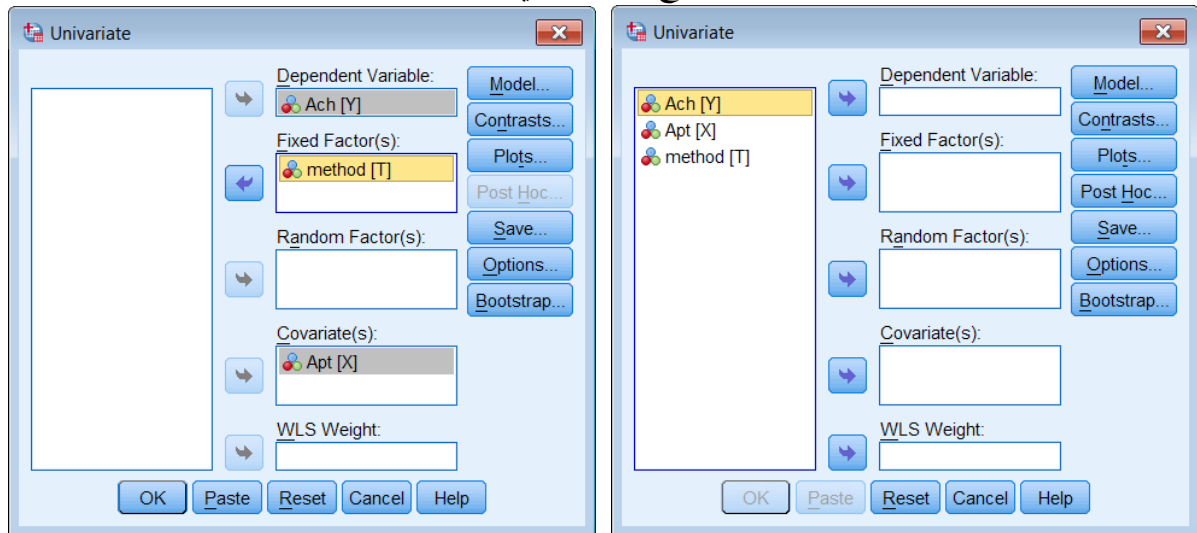
t_1, t_2, t_3
فتصبح البيانات كالتالي:

	Y	X	T	var
1	6.00	8.00	t1	
2	3.00	4.00	t1	
3	4.00	6.00	t1	
4	8.00	7.00	t2	
5	7.00	5.00	t2	
6	10.00	8.00	t2	
7	12.00	9.00	t3	
8	12.00	10.00	t3	
9	10.00	7.00	t3	
10				
11				

قبل البدء في استخدام اختبار التباين يجب أولاً التحقق من صحة الفرضيات كما يلي:
1- التحقق من فرضية تجانس التباين بين المجموعات، وفرضية عدم وجود تفاعل بين متغير التباين والمعالجات.

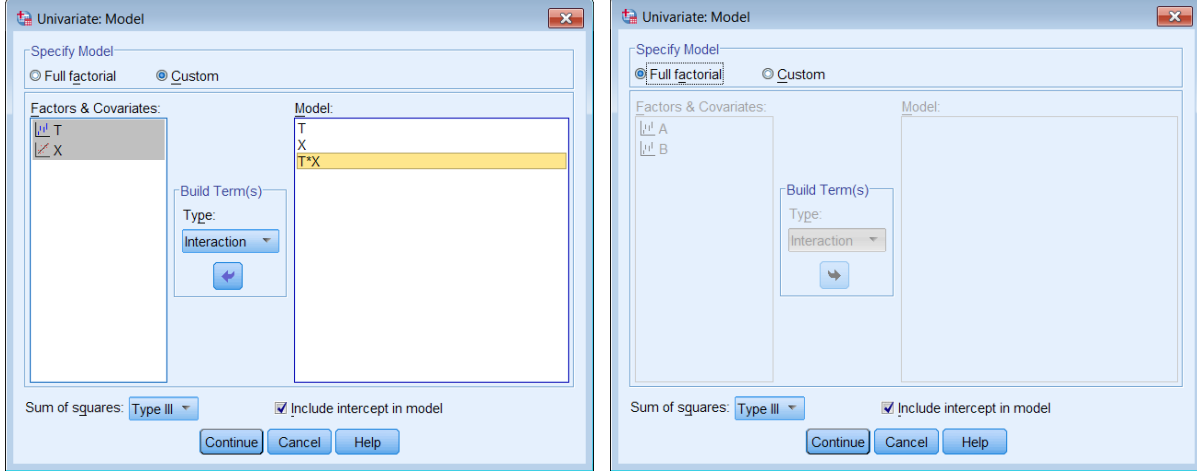
يجب أن يكون التباين متجانساً لكل المجموعات وهو نفس شرط اختبار أنوفا مع ملاحظة شرط الاعتدالية أيضاً، كما يجب التحقق من عدم وجود تفاعل بين متغير التباين والمعالجات ولذلك نتبع التالي:

بعد اتمام ادخال البيانات من القائمة Analyze اختر General Linear Model ومن القائمة الفرعية Univariate فيظهر مربع الحوار التالي:



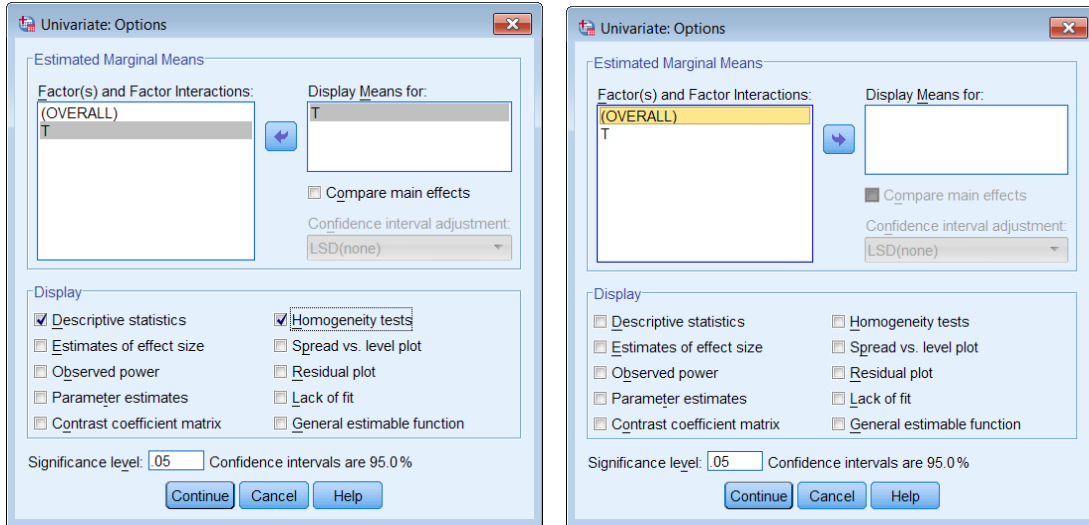
- اختر المتغير Ach وضعه في مربع المتغير التابع dependent variable .

- اختر method وضعها في مربع العامل الثابت Fixed Factor
- اختر المتغير Apt وضعه في مربع متغير التغير Covariate
- اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



انقل متغير التغير X و الطريقة T وحددهما معا وانقلهما الى المستطيل أسفل Model كما بالشكل:

- اضغط Continue سنعود الى المربع الاصلي.
- اضغط على Options لعرض الإحصاءات والاختبارات المصاحبة فيظهر مربع الحوار التالي:



- اختر المتغير T وانقله في مربع العرض Display means for وحدد على المربعات Descriptive statistics & Homogeneity tests كما بالشكل
- اضغط على Continue ثم OK فيظهر المخرجات التالية:

مخرجات (1): معلومات عن مستويات طرق التدريس ويلاحظ أن طرق التدريس تتكون من ثلاث مستويات وكل مستوى من ثلاثة مشاهدات.

مخرجات (1): معلومات عن مستويات طرق التدريس

Between-Subjects Factors			
		Value Label	N
method	1.00	t1	3
	2.00	t2	3
	3.00	t3	3

مخرجات (2): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة ويحتوي على الوسط الحسابي والانحراف المعياري.

مخرجات (2): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة

Descriptive Statistics			
Dependent Variable: Ach			
method	Mean	Std. Deviation	N
t1	4.3333	1.52753	3
t2	8.3333	1.52753	3
t3	11.3333	1.15470	3
Total	8.0000	3.27872	9

مخرجات (3): نتائج اختبار تجانس التباين

مخرجات (3): احصائية ليفين ودرجات الحرية والقيمة الاحتمالية

Levene's Test of Equality of Error Variances ^a			
Dependent Variable: Ach			
F	df1	df2	Sig.
1.330	2	6	.333
Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.			
a. Design: Intercept + T + X + T * X			

نلاحظ من مخرجات (3) باستخدام احصائية اختبار ليفين يتبين ان القيمة الاحتمالية أكبر من 0.05 أي أن التباين بين المجتمعات متجانس.

مخرجات (4): جدول تحليل التباين ويحتوي على التفاعل T^*X (متغير التباين والمعالجات).

مخرجات (4): جدول تحليل التباين

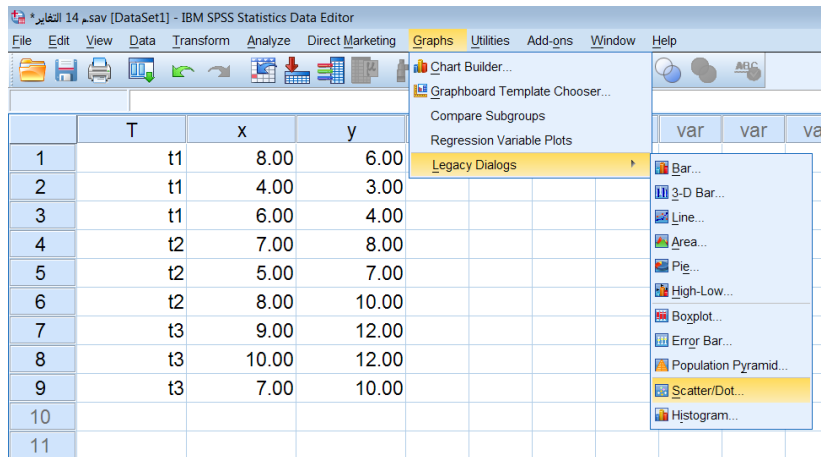
Tests of Between-Subjects Effects					
Dependent Variable: Ach					
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	84.905 ^a	5	16.981	46.513	.005
Intercept	1.629	1	1.629	4.461	.125
T	1.415	2	.708	1.938	.288
X	10.343	1	10.343	28.332	.013
T * X	.129	2	.065	.177	.846
Error	1.095	3	.365		
Total	662.000	9			
Corrected Total	86.000	8			

a. R Squared = .987 (Adjusted R Squared = .966)

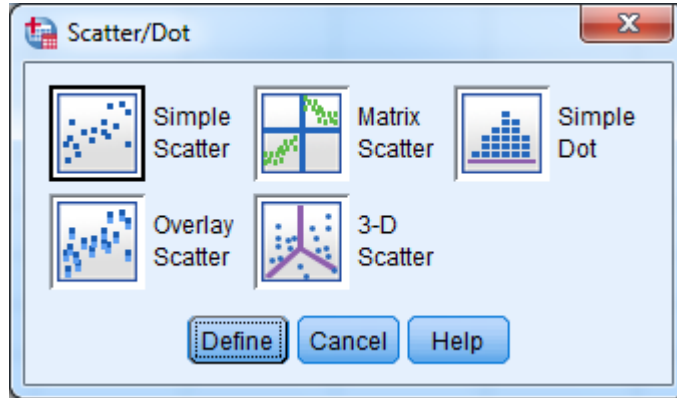
نلاحظ من مخرجات (4) أن التفاعل ليس دال إحصائياً حيث أن قيمة إحصائية الاختبار ($F = 0.177$)، وأن القيمة الاحتمالية ($\text{sig.} = 0.846$) مما يشير إلى عدم وجود تفاعل بين متغير التغيرات والمعالجات (T و X) وبذلك يتحقق أحد شروط تحليل التغيرات.

2- اختبار شرط العلاقة الخطية بين المتغير التابع (التحصيل) ومتغير التغيرات (الاستعداد) وتساوي ميل الانحدار. حتى نطبق تحليل التغير يجب أن تكون العلاقة بين متغير التغيرات والمتغير التابع خطية كما يجب أن يكون ميل الخطوط لكل من متغير التغيرات - الاستعداد - ومتغير التحصيل في المجموعات الثلاث متساوي ويتم ذلك كالتالي:

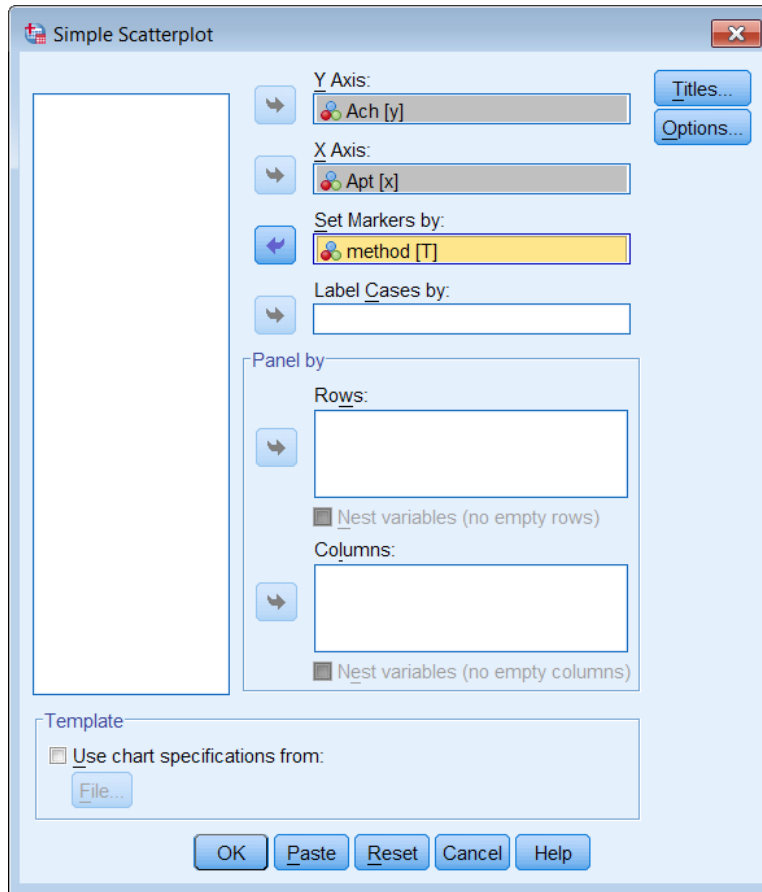
• من قائمة رسم Graph اختر Legacy Dialogs ومنها اختر Scatter



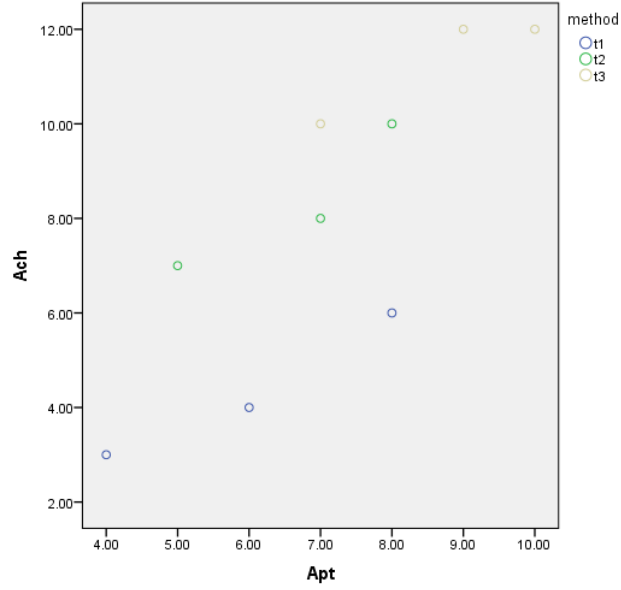
- اختر النمط النشط البسيط



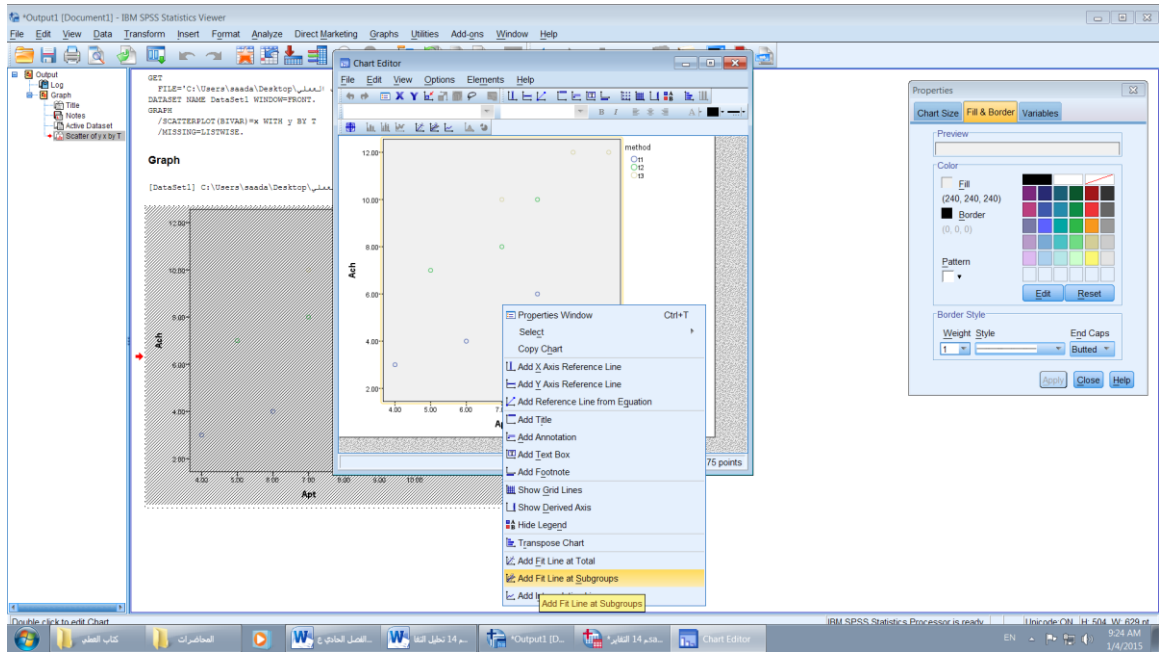
- انقر الزر Define وانقل المتغير Ach لمربع محور Y ثم ضع المتغير Apt في مربع محور X وانقل المتغير method لمربع Set Markers by كما بالشكل التالي :



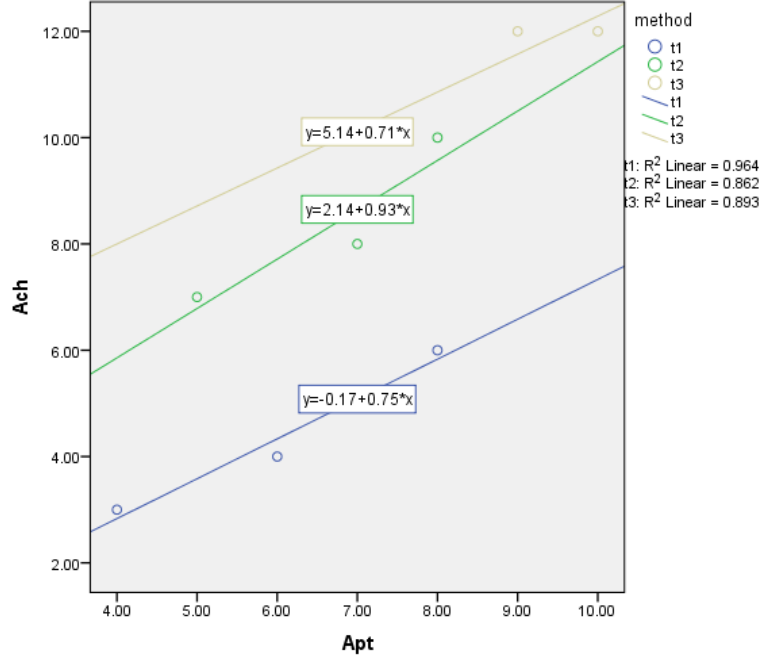
فحصل على الرسم التالي:



- عدل المخطط للحصول علي خطوط الانحدار بنقر الرسم نقرأ مزدوجاً فيظهر صفحة أخرى تسمى Chart Editor بها الرسم، ثم بنقر على يمين الفارة ثم اختيار Add fit line at subgroups كما بالشكل التالي:



فحصل على الشكل التالي:



ومن الرسم يتضح أن متغير التغير (الاستعداد الرياضي) يرتبط بعلاقة خطية مع المتغير التابع (التحصيل في الرياضيات) في الطرق الثلاث المستخدمة في التدريس ومن ثم يتحقق شرط تساوي الميل ومن ثم تجري اختبار تحليل التغير انكوفاً باتجاه واحد . وهذا واضح من شبه التوازي في الطرق الثلاث و معامل التحديد مرتفع ومتقارب في القيمة للطرق الثلاثة.

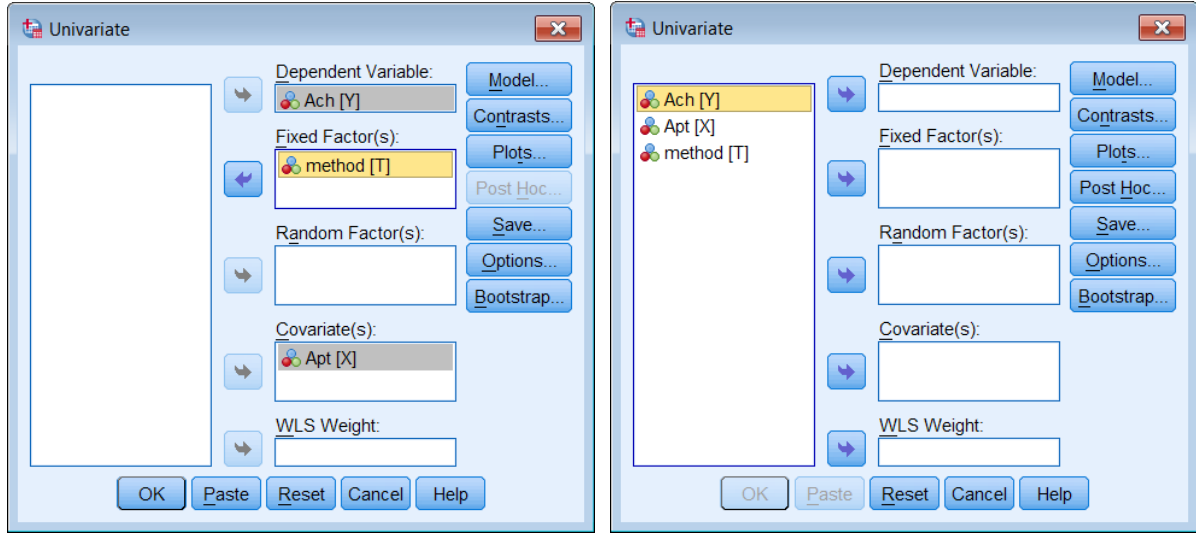
ملاحظة هامة

الخطوات السابقة ضرورية ويجب التوقف عن استخدام اختبار أنكوفاً عند عدم تحقق تلك الشروط وخاصة شرطي تجانس الانحدار و شرط الخطية الذي يشير ببساطة لعلاقة الارتباط بين متغير التغير والمتغير التابع.

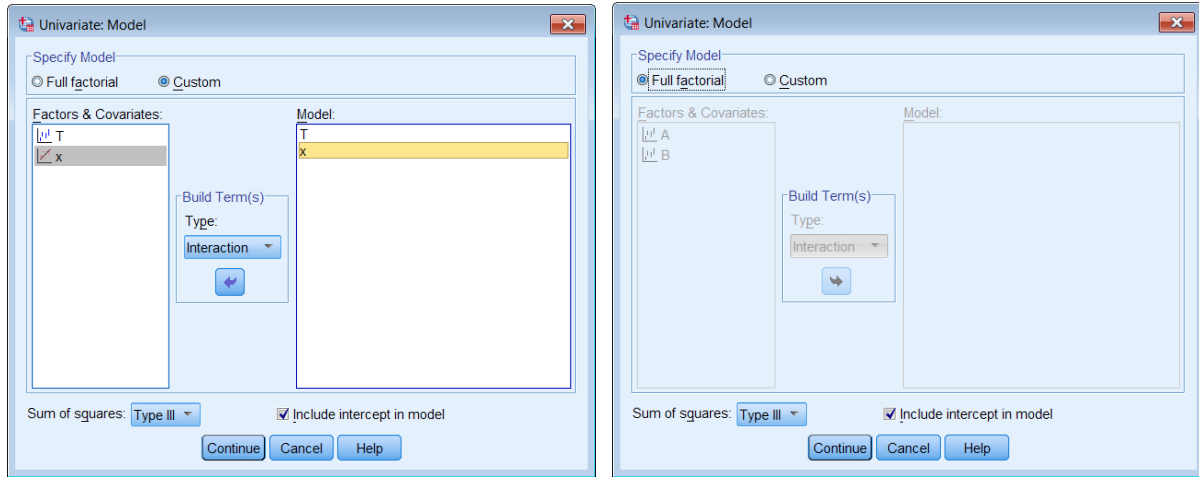
3- تطبيق اختبار أنكوفاً

من المعروف أن الفروق في التحصيل لا ترجع فقط للفروق عبر طرق التدريس الثلاث ولكن أيضاً للفروق الابتدائية في الاستعداد ولكي نعزل أثر الاستعداد كما نراها في التطبيق القبلي لاختبار الاستعداد الرياضي نستخدم اختبار أنكوفاً.

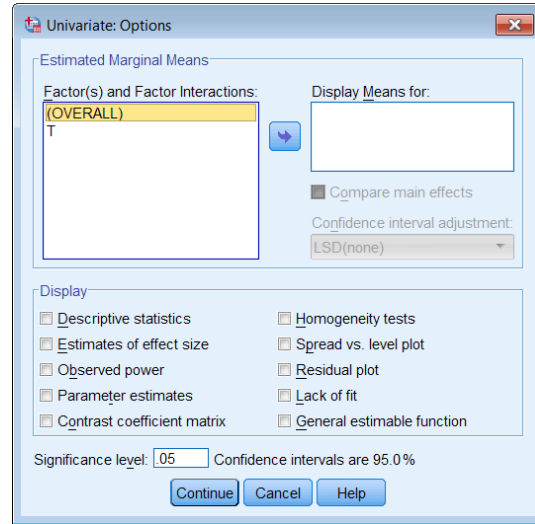
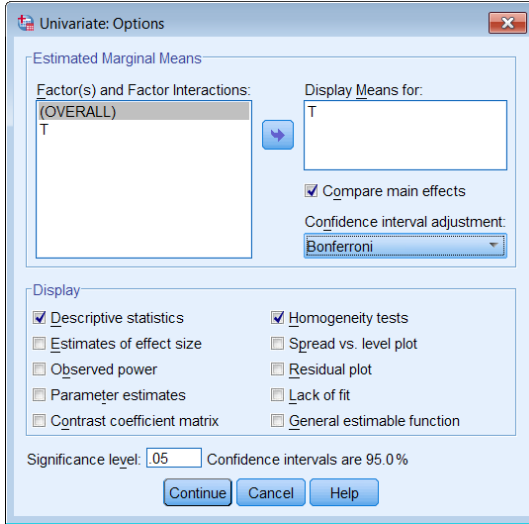
- من قائمة **Analyze** من شريط القوائم، ثم اختيار قائمة **General Linear Model** ، ثم النقر على **Univariate...** ، كما هو موضح بالشكل التالي:



- اختر المتغير Ach وضعه في مربع المتغير التابع dependent variable .
 - اختر method وضعها في مربع العامل الثابت Fixed Factor
 - اختر المتغير Apt وضعه في مربع متغير التغيرات Covariate
- اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



- انقل متغير التغيرات X و الطريقة T أسفل Model كما بالشكل:
- اضغط Continue سنعود الى المربع الاصلي.
 - اضغط على Options لعرض الإحصاءات والاختبارات المصاحبة فيظهر مربع الحوار التالي:



- اختر المتغير T وانقله في مربع العرض Display means for وحدد على المربعات Descriptive statistics & Homogeneity tests
 - اختر المتغير method وانقله في مربع العرض Display means for وحدد على المربع compare main effect ومن اختار Bonferroni كما بالشكل السابق.
 - الضغط على Continue ثم OK فيظهر المخرجات التالية:
- مخرجات (1): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة قبل حذف أثر متغير التغيرات ويحتوي على الوسط الحسابي والانحراف المعياري.

مخرجات (1): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة

Descriptive Statistics			
Dependent Variable: Ach			
method	Mean	Std. Deviation	N
t1	4.3333	1.52753	3
t2	8.3333	1.52753	3
t3	11.3333	1.15470	3
Total	8.0000	3.27872	9

مخرجات (2): نتائج اختبار تجانس التباين

مخرجات (2): احصائية ليفين ودرجات الحرية والقيمة الاحتمالية

Levene's Test of Equality of Error Variances ^a			
Dependent Variable: Ach			
F	df1	df2	Sig.
.487	2	6	.637
Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.			
a. Design: Intercept + T + x			

نلاحظ من مخرجات (2) باستخدام احصائية اختبار ليفين يتبين ان القيمة الاحتمالية أكبر من 0.05 أي أن التباين بين المجتمعات متجانس.

مخرجات (3): جدول تحليل التباين.

مخرجات (4): جدول تحليل التباين

Tests of Between-Subjects Effects					
Dependent Variable: Ach					
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	84.776 ^a	3	28.259	115.401	.000
Intercept	1.891	1	1.891	7.723	.039
T	26.587	2	13.294	54.288	.000
x	10.776	1	10.776	44.005	.001
Error	1.224	5	.245		
Total	662.000	9			
Corrected Total	86.000	8			
a. R Squared = .986 (Adjusted R Squared = .977)					

نلاحظ من الجدول أن قيمة F المقابلة للطرق المستخدمة Method تساوي 54.288 وهي دالة عند مستوى أقل من 0.001 وبالتالي يجب أن نستخدم اختبار للمقارنة البعدية لتحديد أي الطرق تختلف علي الطريقتين الأخرتين.

مخرجات (4): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة بعد حذف أثر متغير التباين (المتوسطات المعدلة) ويحتوي على الوسط الحسابي والانحراف المعياري.

مخرجات (4): وصف إحصائي لمستوى التحصيل للطرق الثلاثة بعد حذف أثر متغير التباين

Estimates			
Dependent Variable: Ach			
method	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval

			Lower Bound	Upper Bound
t1	5.209 ^a	.315	4.400	6.018
t2	8.684 ^a	.291	7.937	9.431
t3	10.107 ^a	.340	9.232	10.982
a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: Apt = 7.1111.				

مخرجات (5): نتائج اختبار Bonferroni للمقارنة بين متوسطات مستوى التحصيل للطرق الثلاثة بعد حذف أثر متغير التغير (المتوسطات المعدلة)

مخرجات (5): نتائج اختبار Bonferroni للمقارنة بين متوسطات مستوى التحصيل

Pairwise Comparisons						
Dependent Variable: Ach						
(I) method	(J) method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig. ^b	95% Confidence Interval for Difference ^b	
					Lower Bound	Upper Bound
t1	t2	-3.474*	.412	.001	-4.929	-2.019
	t3	-4.897*	.514	.001	-6.712	-3.083
t2	t1	3.474*	.412	.001	2.019	4.929
	t3	-1.423	.469	.087	-3.080	.234
t3	t1	4.897*	.514	.001	3.083	6.712
	t2	1.423	.469	.087	-.234	3.080
Based on estimated marginal means						
*. The mean difference is significant at the .05 level.						
b. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.						

تشير بيانات الجدول الى:

- لا توجد فروق دالة إحصائية عند مستوي 0.05 بين الطريقة 2 والطريقة 3
- توجد فروق دالة إحصائية عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 3 لصالح الطريقة 3
- توجد فروق دالة إحصائية عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 2 لصالح الطريقة 2

تطبيقات

استخدام برنامج SPSS للاجابة على التطبيقات التالية

1-لدراسة أثر الوزن X وزمن ممارسة رياضة المشي (ربع ساعة، نصف ساعة، وثلاثة أرباع ساعة) بشكل دوري ومنتظم على مستوى ضغط الدم Y . تم اختيار عينة من 18 شخصا في الأعمار فوق 55 سنة بشكل عشوائي، وسجل أوزانهم قبل التجربة، كما تم تسجيل قياسات ضغط الدم لكل ستة أشخاص التزموا لمدة ستة أشهر بزمن المشي المحدد لهم عشوائيا، وهذه القياسات هي:

الشخص	زمن ممارسة رياضة المشي					
	ربع ساعة		نصف ساعة		ثلاثة أرباع ساعة	
	y	x	y	x	Y	x
1	77.8	79.9	80.7	69.0	102.8	113.2
2	64.3	63.0	83.0	65.6	103.0	103.5
3	71.1	63.6	90.8	86.7	109.5	98.6
4	75.5	82.5	93.3	134.0	109.7	137.2
5	77.8	79.9	95.2	126.3	114.4	138.8
6	80.6	73.6	97.3	121.0	121.8	143.6

المطلوب:

- اختبر فرض تساوي متوسطات الضغط تحت تأثير مستويات زمن ممارسة المشي.
- قدر أثر الوزن على الضغط وما هو مدلوله.
- هل للوزن أثر ذو دلالة على الضغط؟
- ما الذي يمكنك أن توصي به من حيث أهمية أو عدم أهمية إدخال الوزن في التحليل كمتغير مستقل.

2-أجريت تجربة لمقارنة ثلاثة أصناف من أغذية الأطفال. حيث تم اختيار خمسة أطفال من نفس العمر لكل صنف، ولكن لاحظ الباحث أن هناك اختلاف في الوزن في بداية التجربة فقام بتسجيل الأوزان في بداية التجربة (X)، وكذلك الأوزان في نهاية التجربة (Y) وكانت والبيانات كما يلي:

A		B		C	
y	x	y	x	y	x
18	10	20	11	17	10
21	12	24	14	17	12
20	12	19	11	21	13
21	13	23	15	17	11
25	16	22	14	16	8

- اذا تم تجنب الوزن قبل التجربة كون جدول تحليل التباين واختبر تساوي متوسطات الأوزان.

- اذا تم اضافة الوزن، هل يوجد اختلاف معنوي في الأوزان بين الأصناف الثلاثة؟
- أي التحليلين تفضل ولماذا؟

3- أجريت دراسة لمعرفة أثر الوزن بالكيلوجرام X ، وكذلك تناول وجبات من الطعام المخلوطة بأربع مستويات من الحديد ($T(0\%)$, $T(5\%)$, $T(10\%)$, $T(15\%)$) على مستوى الهيموجلوبين في الدم Y ، حيث تمثل المستويات نسب مئوية من حجم وجبة الطعام. إذا تم قياس الوزن قبل الدراسة، وبعد ثلاثة أشهر جمعت البيانات التالية عن 20 فرد.

نسبة الحديد في الطعام							
T(0%)		T(5%)		T(10%)		T(15%)	
y	x	y	x	y	x	y	x
10.0	89.8	12.8	79.6	14.8	74.1	15.0	65.1
9.9	93.7	11.8	80.6	12.5	74.9	14.0	72.5
10.1	95.2	8.2	81.4	13.9	76.5	14.3	73.7
10.8	95.6	8.5	86.1	13.5	76.9	14.4	73.8
9.0	99.4	8.9	87.7	13.4	77.0	14.5	74.1

والمطلوب:

- كون جدول تحليل التباين المعدل.
 - اختبار فرض تساوي متوسطات الهيموجلوبين تحت تأثير نسب الحديد في وجبات الطعام.
 - احسب تقدير أثر الوزن قبل الدراسة على مستوى الهيموجلوبين، وعلام يدل هذا الأثر؟
 - هل تعتقد أن أخذ الوزن قبل الدراسة في الاعتبار له دور في التصميم؟ علل ذلك.
- 4- أجريت تجربة في تصميم القطاعات العشوائية الكاملة وسجلت الى جانب y بيانات عن المتغير x وكانت البيانات كالتالي:

B1				B2			
T1		T2		T3		T4	
x	y	x	y	x	y	x	y
23.8	7.9	28.5	25.1	27.5	20.1	22.9	19.9
23.8	7.1	18.5	20.7	28.1	17.7	25.2	28.2
22.6	7.7	20.3	20.3	35.7	16.8	20.8	18.1
22.8	11.2	26.6	18.9	27.7	30.5	13.5	13.5
22	6.4	21.2	25.4	25.9	21.0	19.1	19.3
19.6	10	24	30	27.9	29.3	32.2	35.1

والمطلوب:

- أوجد جدول تحليل التباين لهذه التجربة.

- اختبر هل هناك فرق معنوي بين المتوسطات المعدلة.