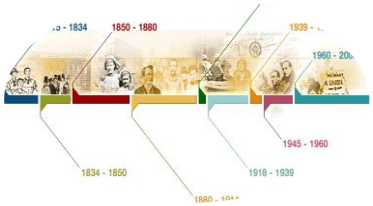
التحليل الإحصائي

د. سيف بن فهد القحطاني

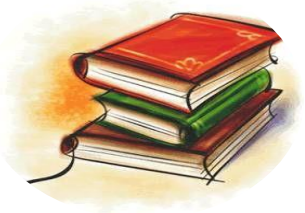
إحصاء نفسي 605

أكتوبر 2015

تحليل التباين المتعدد MANOVA



معامل الارتباط الجزئي

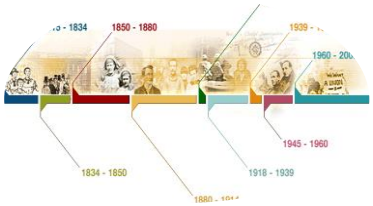


تحليل التغاير الأحادي ANCOVA

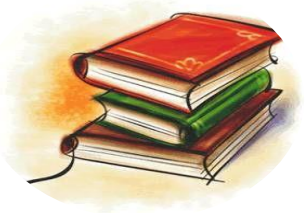
التحليل العاملي Factor Analysis

الانحدار اللوغريتمي Logistic Regression

تحليل التباين المتكرر Repeated Measures



مربع كاي لجداول الاقتران



اختبار كوكران

اختبار فريدمان

التحليل التمييزي Discremenant Analysis

تحليل التباين المتعدد MANOVA

- الفكرة الرئيسة
- الشروط
- إدخال البيانات
- التحليل
- النتائج
- التفسير

تحليل التباين المتعدد MANOVA

- الفكرة الرئيسة
  - الكشف عن أثر متغير مستقل (أو أكثر) في متغيرين تابعين أو أكثر
- الفائدة

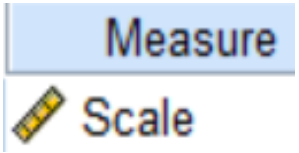
i. خفض الجهد... فبدلا عن إجراء أكثر من عملية تحليل للتباين (ANOVA) تجرى عملية تحليل واحدة تسمى تحليل التباين المتعدد (MANOVA).

ii. خفض نسبة الخطأ من النوع الأول (لأن القيام بأكثر من عملية تحليل مقارنة على نفس المتغيرات يزيد من فرصة الوقوع في الخطأ من النوع الأول α).

iii. زيادة قوة الاختبار (زيادة القدرة على رفض الفرض الصفري على نحوٍ صائب).

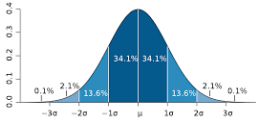
تحليل التباين المتعدد MANOVA

- الشروط
- المتغيرات التابعة على المستوى الكمي (فئوي أو نسبي)



- المتغيرات المستقلة على المستوى النوعي (الاسمي التصنيفي)

- تتبع قيم المتغير التابع التوزيع الطبيعي

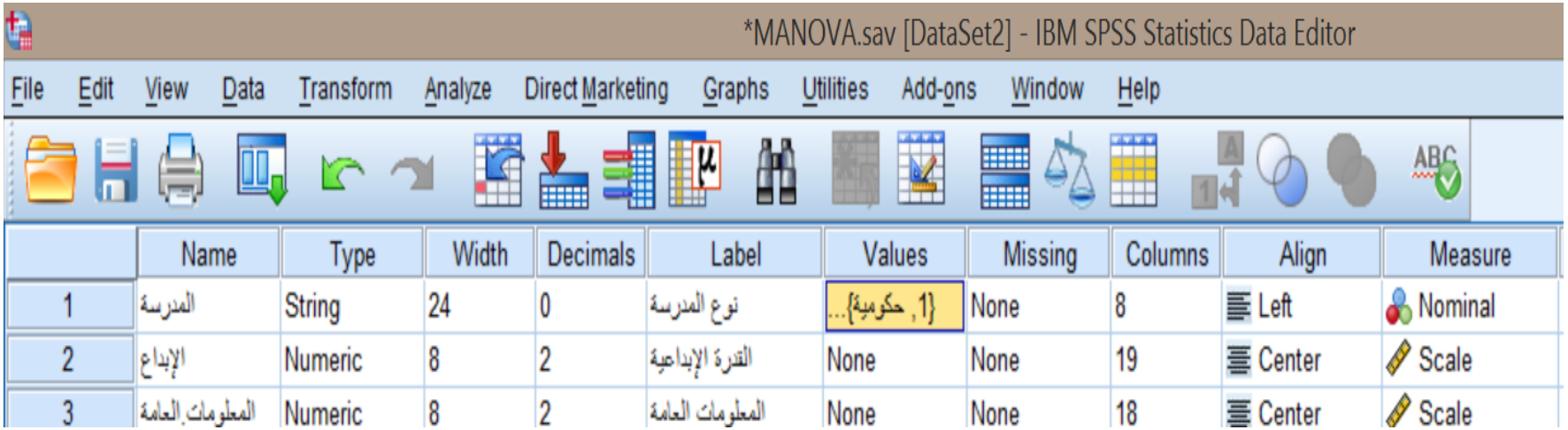


(ملاحظة: التوزيع الطبيعي المتعدد وليس الإحادي)

- تجانس مصفوفة التغاير(Variance/Covariance Matrices)...في حال كان حجم العينات متساوٍ فتحليل التباين المتعدد لايتأثربانتهاك هذا الشرط وعليه يمكن تجاهل اختبار Box's M
- في حال كان حجم العينات غير متساوٍ فاستخدم مستوى الدلالة 0.001 لاختبار Box's M
- وجود علاقة جيدة ومقبولة بين قيم المتغيرات التابعة (الحذر من الارتباطات العالية جدا فإنها قد تضعف قوة الاختبار)

تحليل التباين المتعدد MANOVA

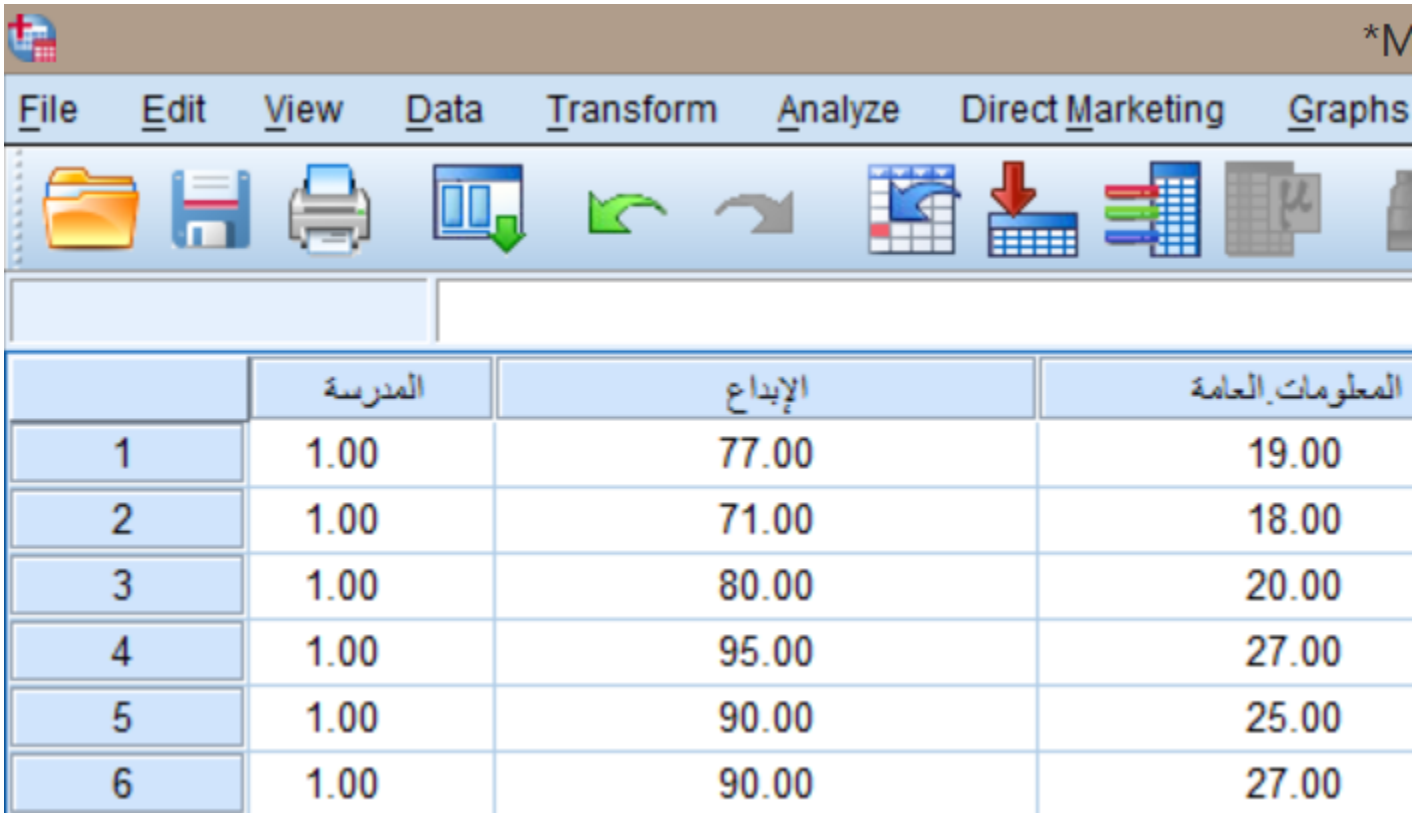
- إدخال البيانات



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	المدرسة	String	24	0	نوع المدرسة	{1, حكومية}...	None	8	Left	Nominal
2	الإبداع	Numeric	8	2	القدرة الإبداعية	None	None	19	Center	Scale
3	المعلومات العامة	Numeric	8	2	المعلومات العامة	None	None	18	Center	Scale

تحليل التباين المتعدد MANOVA

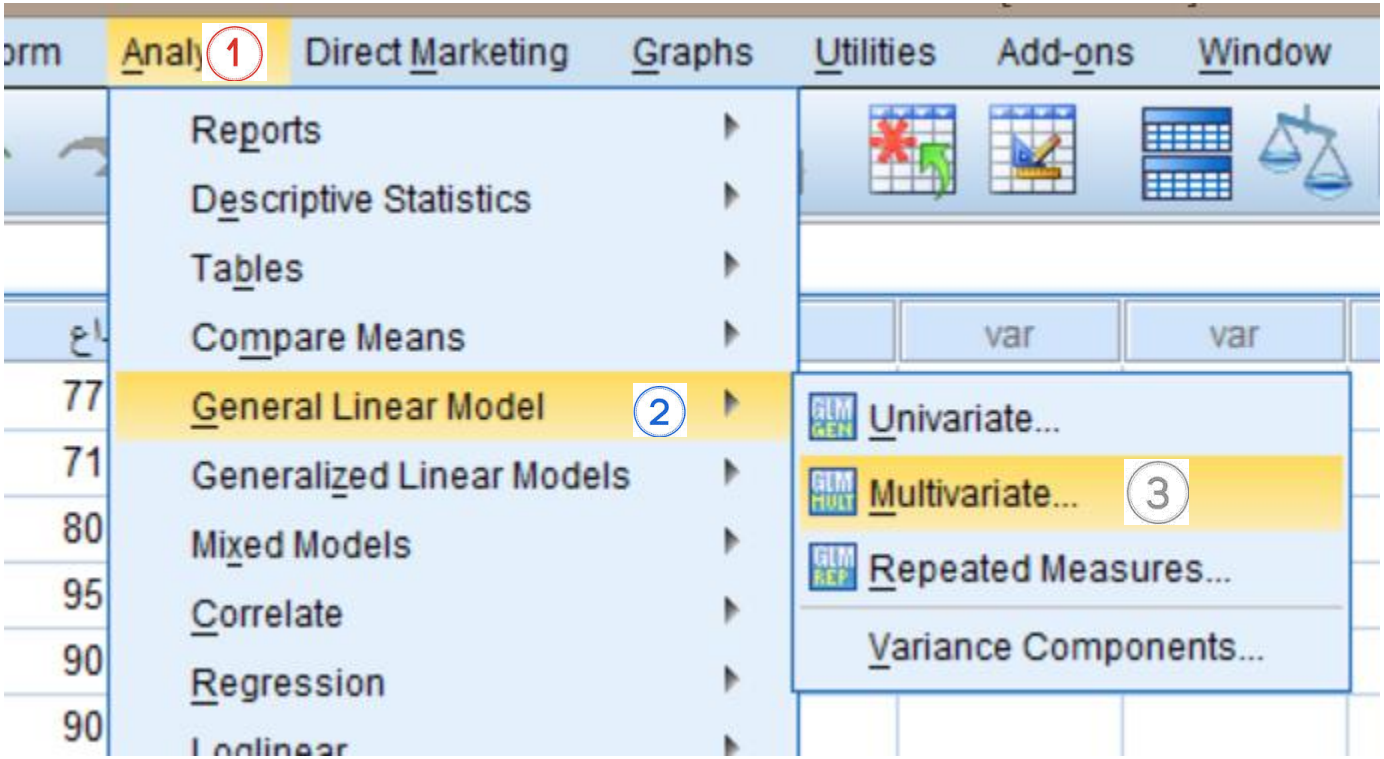
- إدخال البيانات



	المدرسة	الإبداع	المعلومات العامة
1	1.00	77.00	19.00
2	1.00	71.00	18.00
3	1.00	80.00	20.00
4	1.00	95.00	27.00
5	1.00	90.00	25.00
6	1.00	90.00	27.00

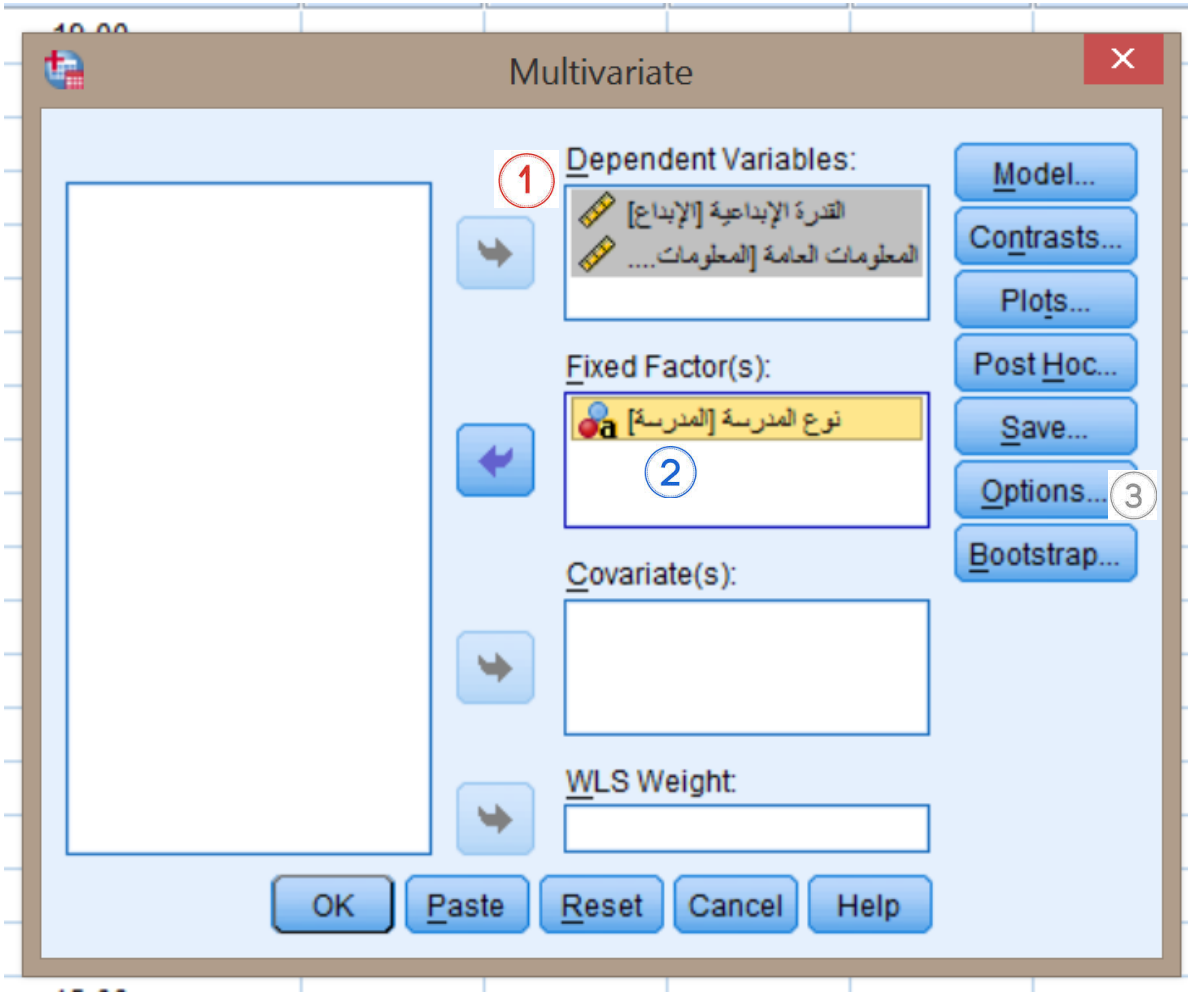
تحليل التباين المتعدد MANOVA

- إدخال البيانات



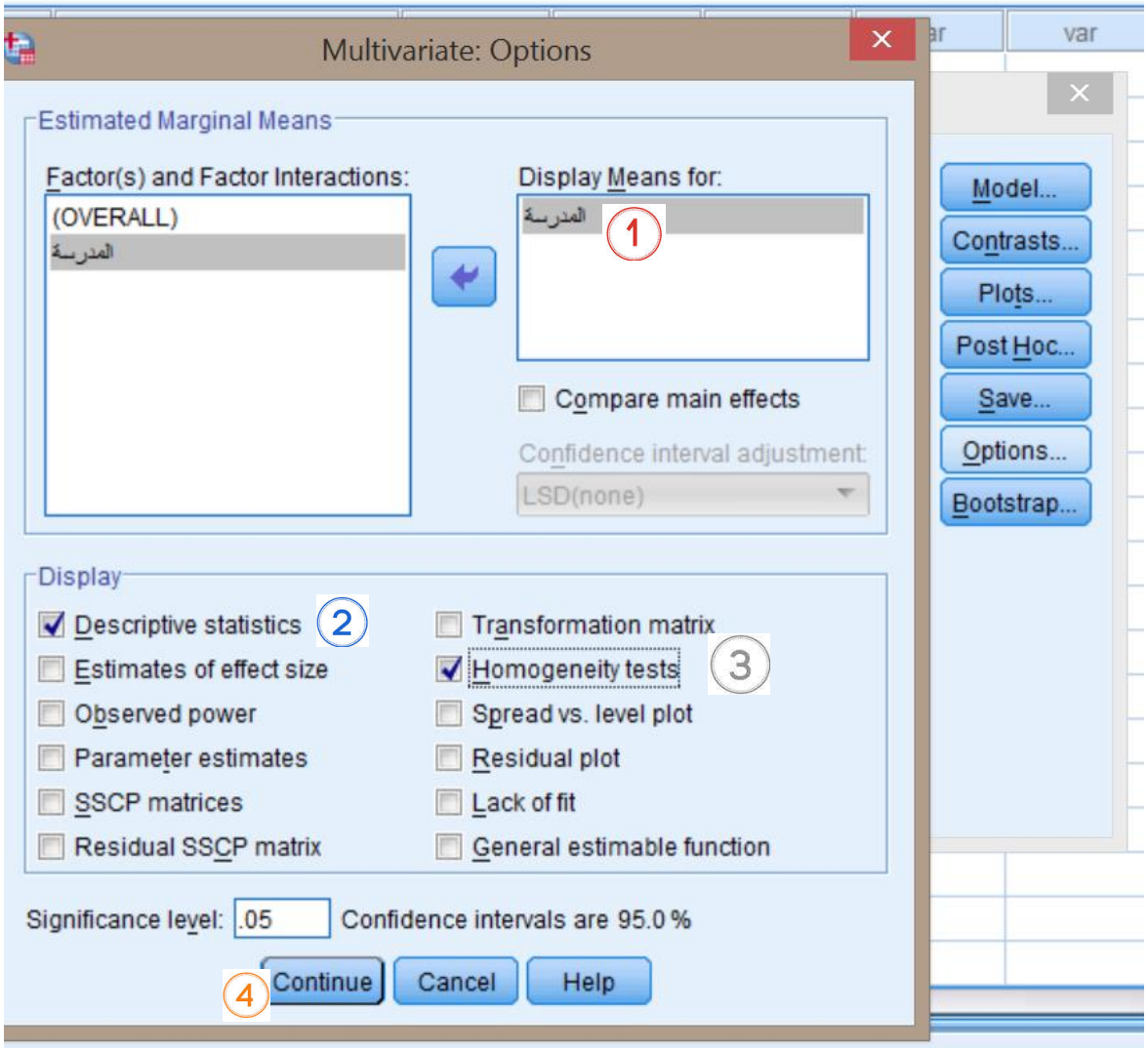
تحليل التباين المتعدد MANOVA

- إدخال البيانات



تحليل التباين المتعدد MANOVA

- إدخال البيانات



تحليل التباين المتعدد MANOVA

General Linear Model

- إدخال البيانات

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
المدرسة نوع	1.00	1.00	60
	2.00	2.00	60
	3.00	3.00	60

Descriptive Statistics

	المدرسة نوع	Mean	Std. Deviation	N
الإبداعية القدرة	1.00	72.9167	17.79573	60
	2.00	79.7833	12.53753	60
	3.00	69.3333	21.44577	60
	Total	74.0111	18.07464	180
العامة المعلومات	1.00	20.5167	5.39457	60
	2.00	21.5167	4.68858	60
	3.00	19.8833	4.48006	60
	Total	20.6389	4.88958	180

تحليل التباين المتعدد MANOVA

- اختبار Box's M للتحقق شرط تجانس مصفوفة التغاير (التباين والتباين المشترك)

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

Box's M	50.093
F	8.213
df1	6
df2	780815.077
Sig.	.000

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

a. Design: Intercept + المدرسة

لم يتحقق شرط تجانس مصفوفة التغاير (التباين الفردي والتباين المشترك) لكن لأن أحجام العينات متساوية يمكن تجاهل هذا الاختبار

تحليل التباين المتعدد MANOVA

- اختبار معنوية الفروق بين المدارس في متغيري الإبداع والمعلومات العامة (وجود فرق دال إحصائيا لايدل على وجود فرق بين كل زوجين من المدارس أو كل المتغيرات التابعة

Multivariate Tests[a]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.
Intercept	Pillai's Trace	.961	2189.273[b]	2.000	176.000	.000
	Wilks' Lambda	.039	2189.273[b]	2.000	176.000	.000
	Hotelling's Trace	24.878	2189.273[b]	2.000	176.000	.000
	Roy's Largest Root	24.878	2189.273[b]	2.000	176.000	.000
المدرسة	Pillai's Trace	.059	2.677	4.000	354.000	.032
	Wilks' Lambda	.941	2.703[b]	4.000	352.000	.030
	Hotelling's Trace	.062	2.729	4.000	350.000	.029
	Roy's Largest Root	.062	5.515[c]	2.000	177.000	.005

a. Design: Intercept + المدرسة

b. Exact statistic

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

تحليل التباين المتعدد MANOVA

- اختبار ليفين للتحقق من شرط تجانس التباين للمدارس (المتغير المستقل) لكل متغير تابع على حدة (الإبداع – المعلومات العامة)

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

	F	df1	df2	Sig.
الإبداعية القدرة	5.168	2	177	.007
العامة المعلومات	1.642	2	177	.196

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + المدرسة

لم يتحقق شرط تجانس لمتغير القدرة التباين الإبداعية، لكن لأن أحجام العينات متساوية يمكن تجاهل هذا الاختبار

تحليل التباين المتعدد MANOVA

المتغير المستقل
(المدارس-تصنيفي)

Tests of Between-Subjects Effects

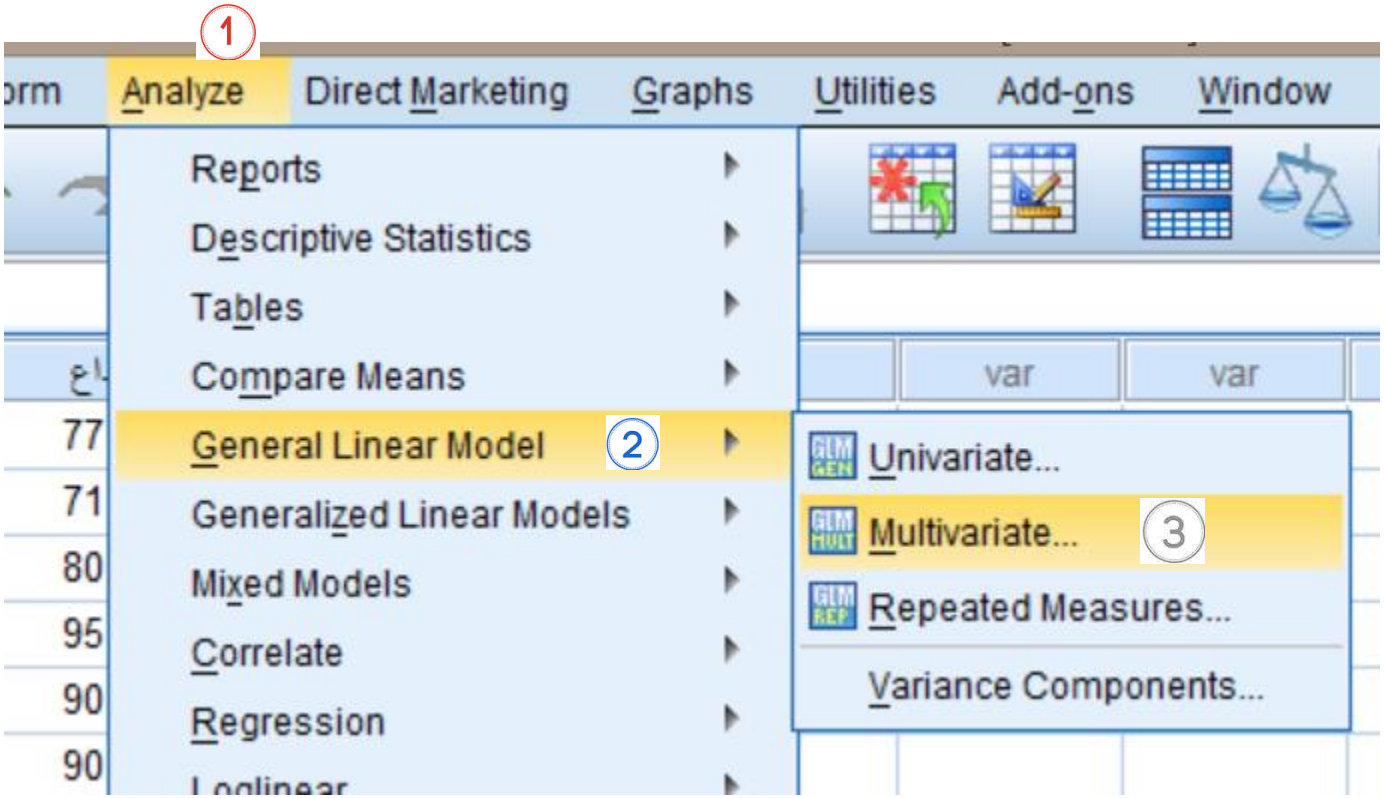
Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	General Creativity	3383.878[a]	2	1691.939	5.436	.005	.058
	General Information	81.378[b]	2	40.689	1.716	.183	.019
Intercept	General Creativity	985976.022	1	985976.022	3167.631	.000	.947
	General Information	76673.472	1	76673.472	3232.663	.000	.948
المدرسة	General Creativity	3383.878	2	1691.939	5.436	.005	.058
	General Information	81.378	2	40.689	1.716	.183	.019
Error	General Creativity	55094.100	177	311.266			
	General Information	4198.150	177	23.718			
Total	General Creativity	1044454.000	180				
	General Information	80953.000	180				
Corrected Total	General Creativity	58477.978	179				
	General Information	4279.528	179				

a. R Squared = .058 (Adjusted R Squared = .047)

- **توجد فروق دالة إحصائيا بين المدارس في متغير القدرة الإبداعية**
- **لاتوجد فروق دالة إحصائيا بين المدارس في المعرفة العامة**

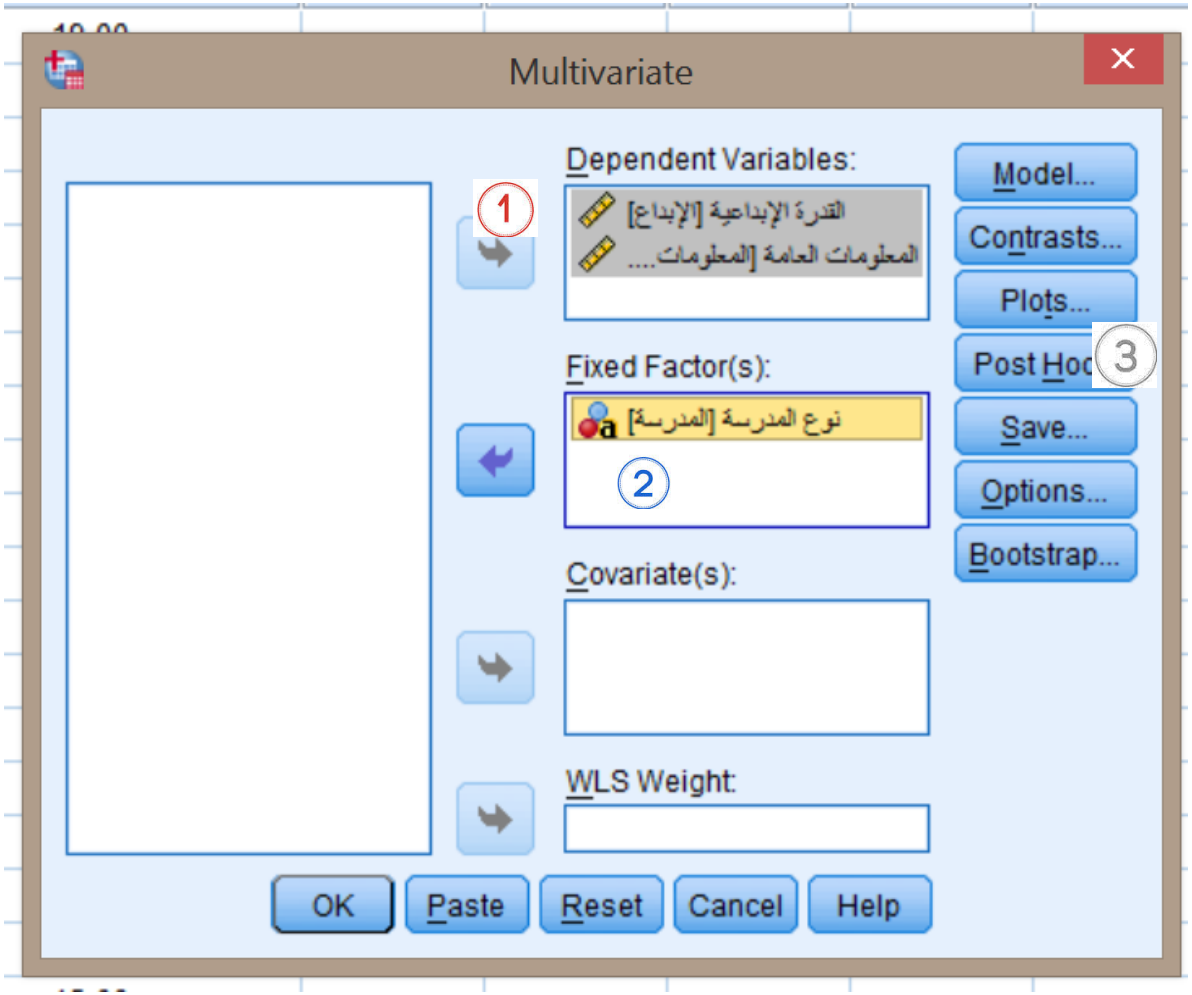
تحليل التباين المتعدد MANOVA

- لإجراء المقارنات البعدية نقوم بالتالي:

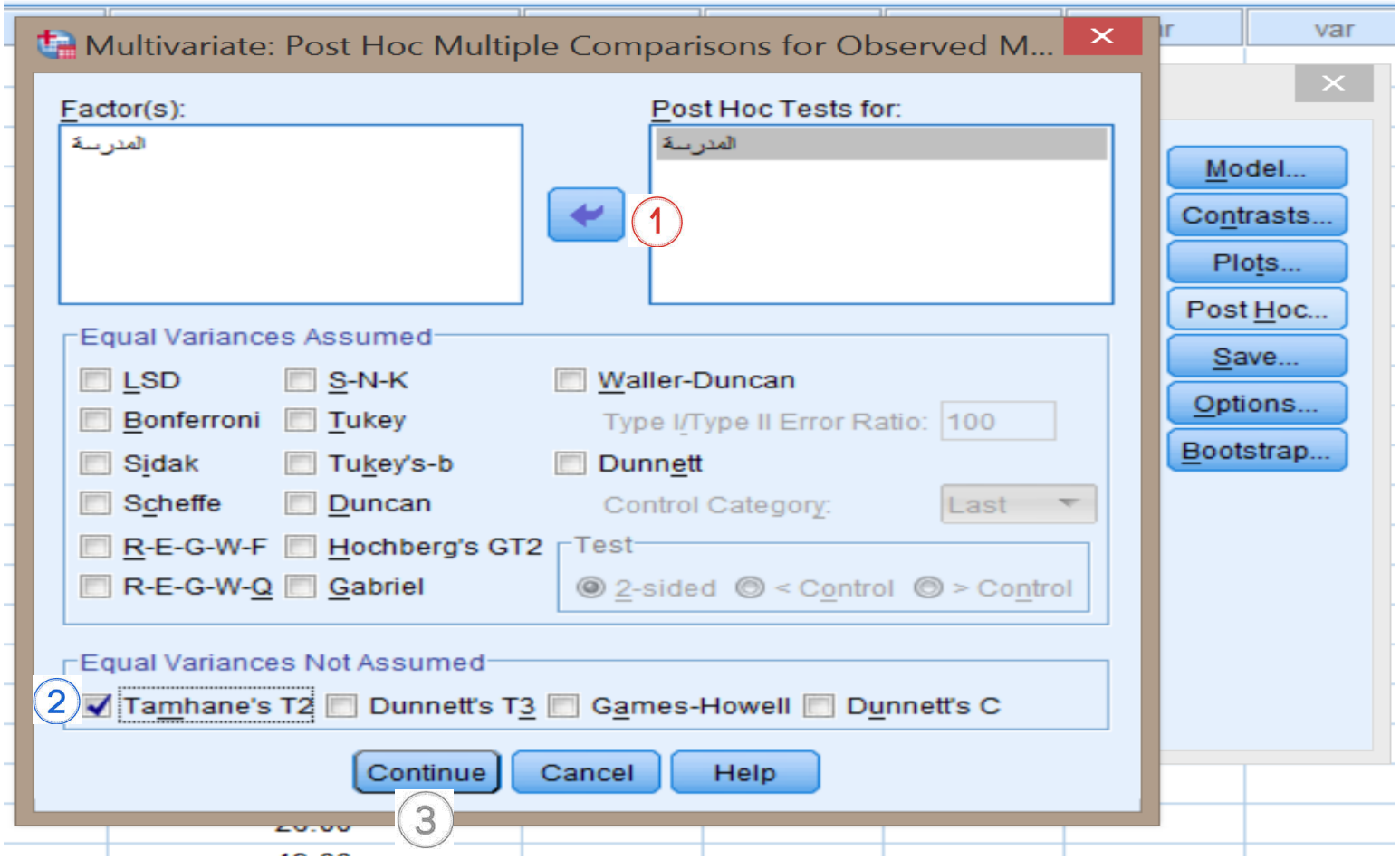


تحليل التباين المتعدد MANOVA

- نختار المتغيرات التابعة والمتغير المستقل كما سبق



تحليل التباين المتعدد MANOVA



تحليل التباين المتعدد MANOVA

- اختبار المقارنات البعدية للمدارس

Multiple Comparisons

Tamhane

Dependent Variable	(I) المدرسة نوع	(J) المدرسة نوع	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
الإبداعية القدرة	1.00	2.00	-6.8667*	2.81033	.048	-13.6847	-.0487
		3.00	3.5833	3.59770	.687	-5.1349	12.3016
	2.00	1.00	6.8667*	2.81033	.048	.0487	13.6847
		3.00	10.4500*	3.20705	.005	2.6552	18.2448
	3.00	1.00	-3.5833	3.59770	.687	-12.3016	5.1349
		2.00	-10.4500*	3.20705	.005	-18.2448	-2.6552
العامة المعلومات	1.00	2.00	-1.0000	.92272	.628	-3.2355	1.2355
		3.00	.6333	.90528	.864	-1.5604	2.8271
	2.00	1.00	1.0000	.92272	.628	-1.2355	3.2355
		3.00	1.6333	.83719	.152	-.3945	3.6612
	3.00	1.00	-.6333	.90528	.864	-2.8271	1.5604
		2.00	-1.6333	.83719	.152	-3.6612	.3945

Based on observed means

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

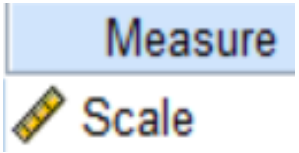
- الفكرة الرئيسة
- الشروط
- إدخال البيانات
- التحليل
- النتائج
- التفسير

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

- **الفكرة الرئيسة**
- امتداد لفكرة اختبار ت لعينتين مرتبطتين...فعندما يكون عندنا ثلاثة قياسات كمية أو أكثر لنفس الشخص فاختبار تحليل التباين للقياسات المكررة هو الخيار الأفضل.
- يفيد في ملاحظة تحسن حالة الفرد الصحية عبر الزمن...(هل هناك فرق بين القياسات؟)
- مثال (دودين، 2013):
- اشترك مجموعة من الأفراد في برنامج تدريبي لخفض الوزن (العدد = 50) وقد قيس وزن كل مشارك 3 مرات بمعدل مرة كل أسبوع (قياس بعد أسبوع – قياس بعد أسبوعين – قياس بعد 3 أسابيع)...السؤال هل أحدث البرنامج تغيرا في وزن المشاركين (خفض الوزن)؟

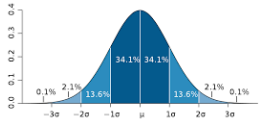
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

- الشروط
- المتغير التابع من المستوى الكمي (فئوي أو نسبي)



- المتغير المستقل من المستوى النوعي (الاسمي التصنيفي) ولايقل عن مستويين

- قيم المتغير التابع تتبع التوزيع الطبيعي



(يمكن التغاضي عنه في حال كان حجم العينة أكبر من أويساوي 30)

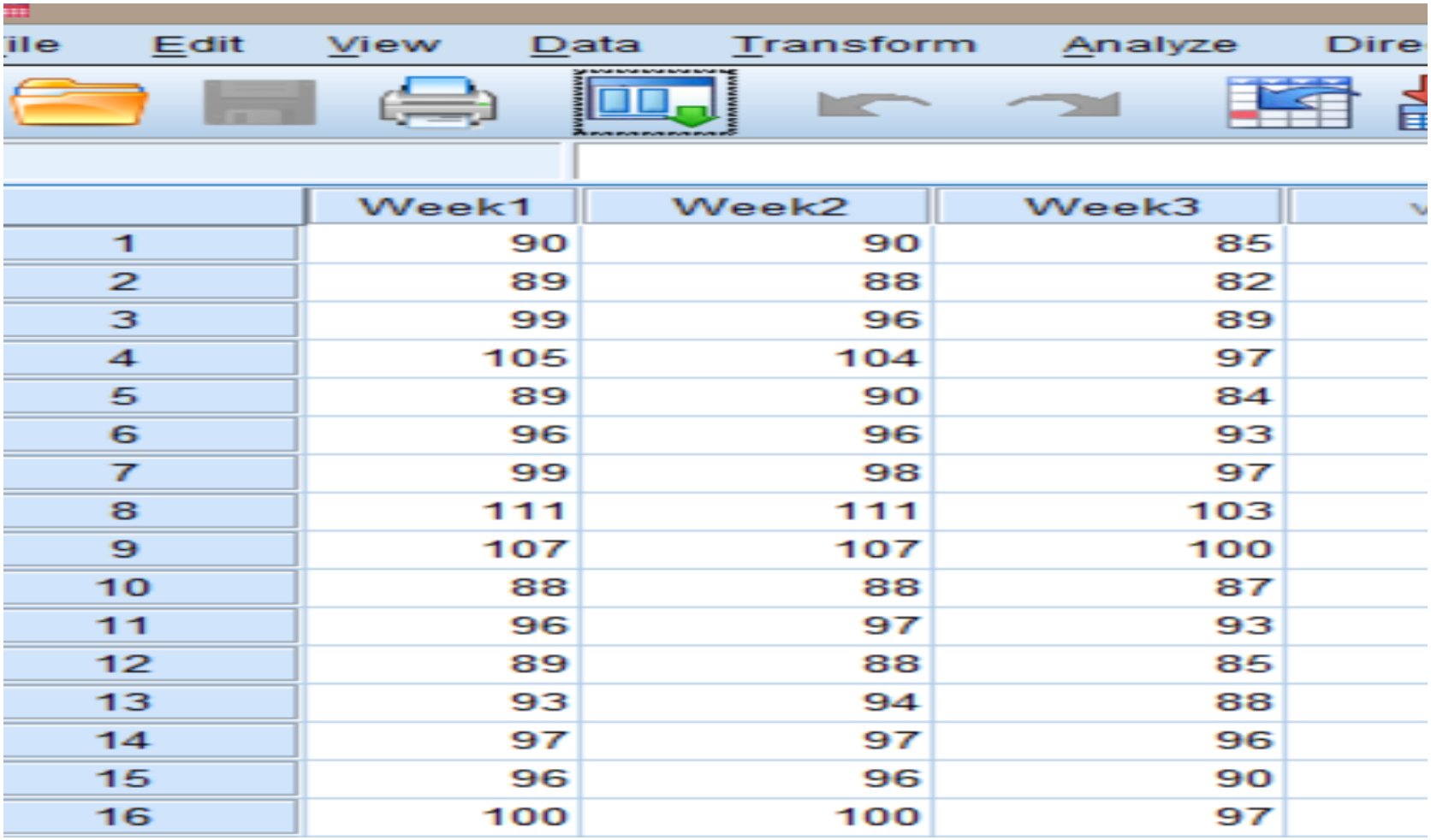
- تحقق شرط التماثل المركب (Compound Symmetry) ويعني

i. تساوي الارتباطات بين كل زوج مقارنة

ii. تساوي تباينات الفروق بين كل زوج من المقارنات (Sphericity)

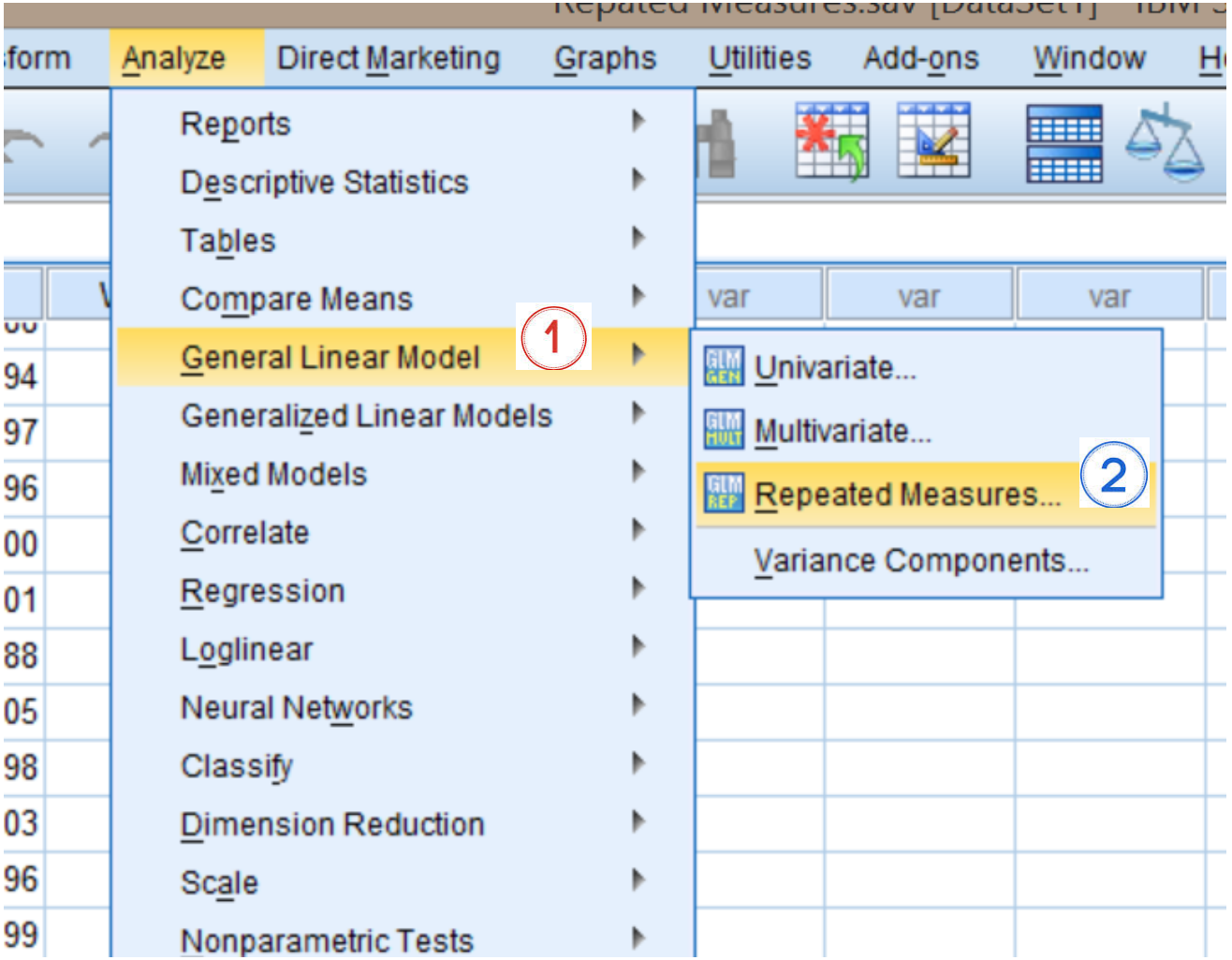
- يكتفى بتحقق شرط الكروية (Sphericity) عن تحقق شرط التماثل المركب
- خلو البيانات من القيم الشاذة والمتطرفة

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

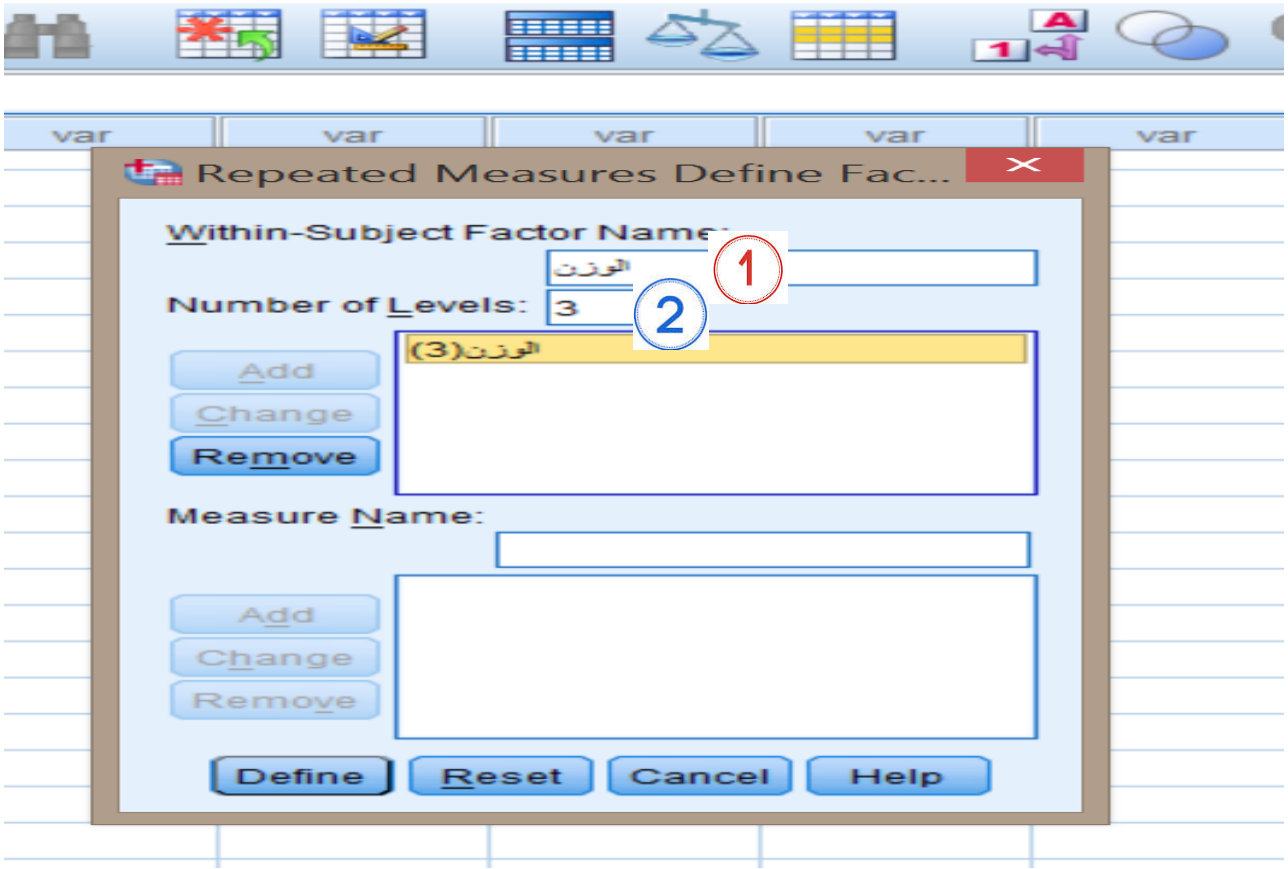


	Week1	Week2	Week3
1	90	90	85
2	89	88	82
3	99	96	89
4	105	104	97
5	89	90	84
6	96	96	93
7	99	98	97
8	111	111	103
9	107	107	100
10	88	88	87
11	96	97	93
12	89	88	85
13	93	94	88
14	97	97	96
15	96	96	90
16	100	100	97

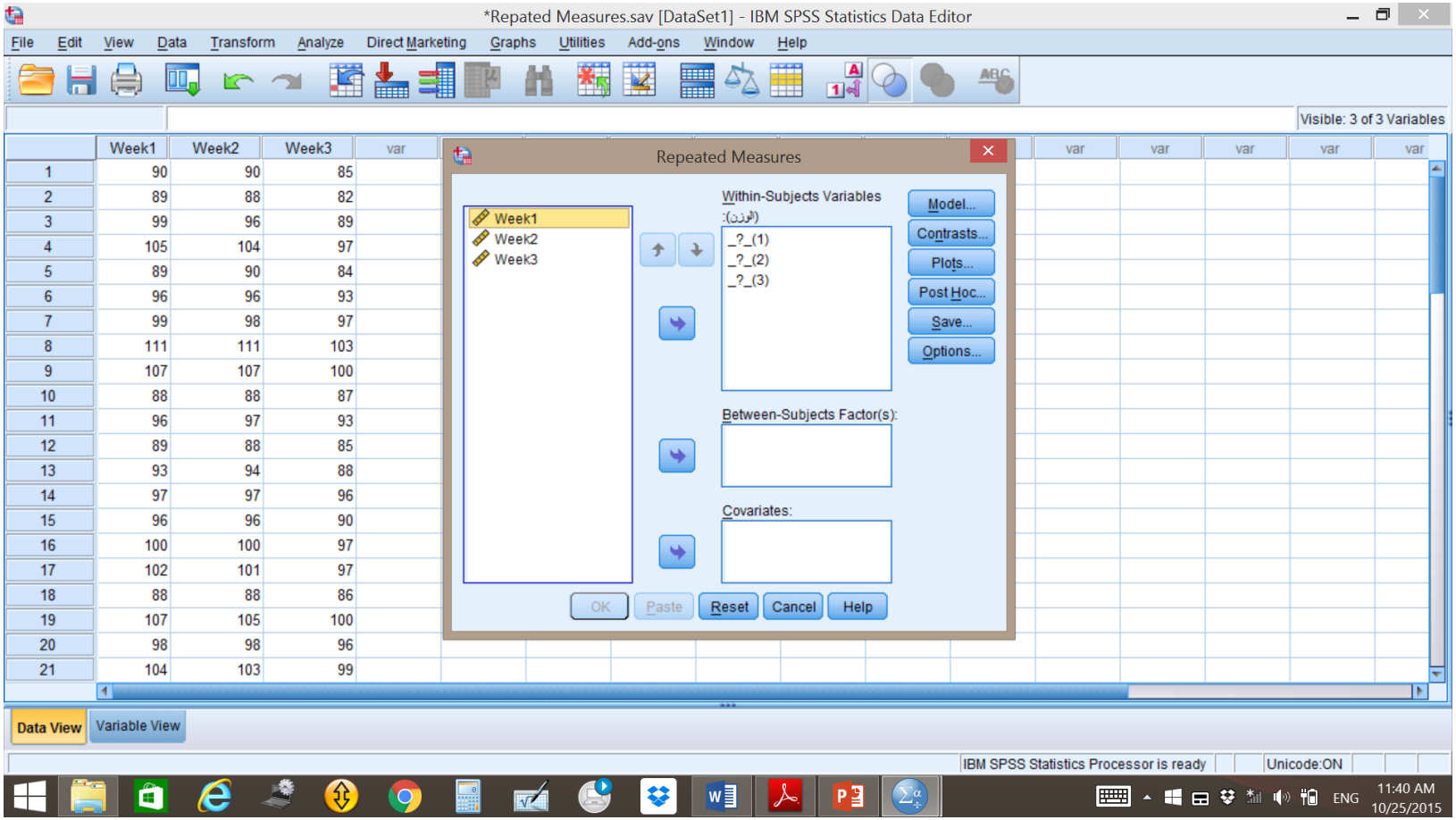
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



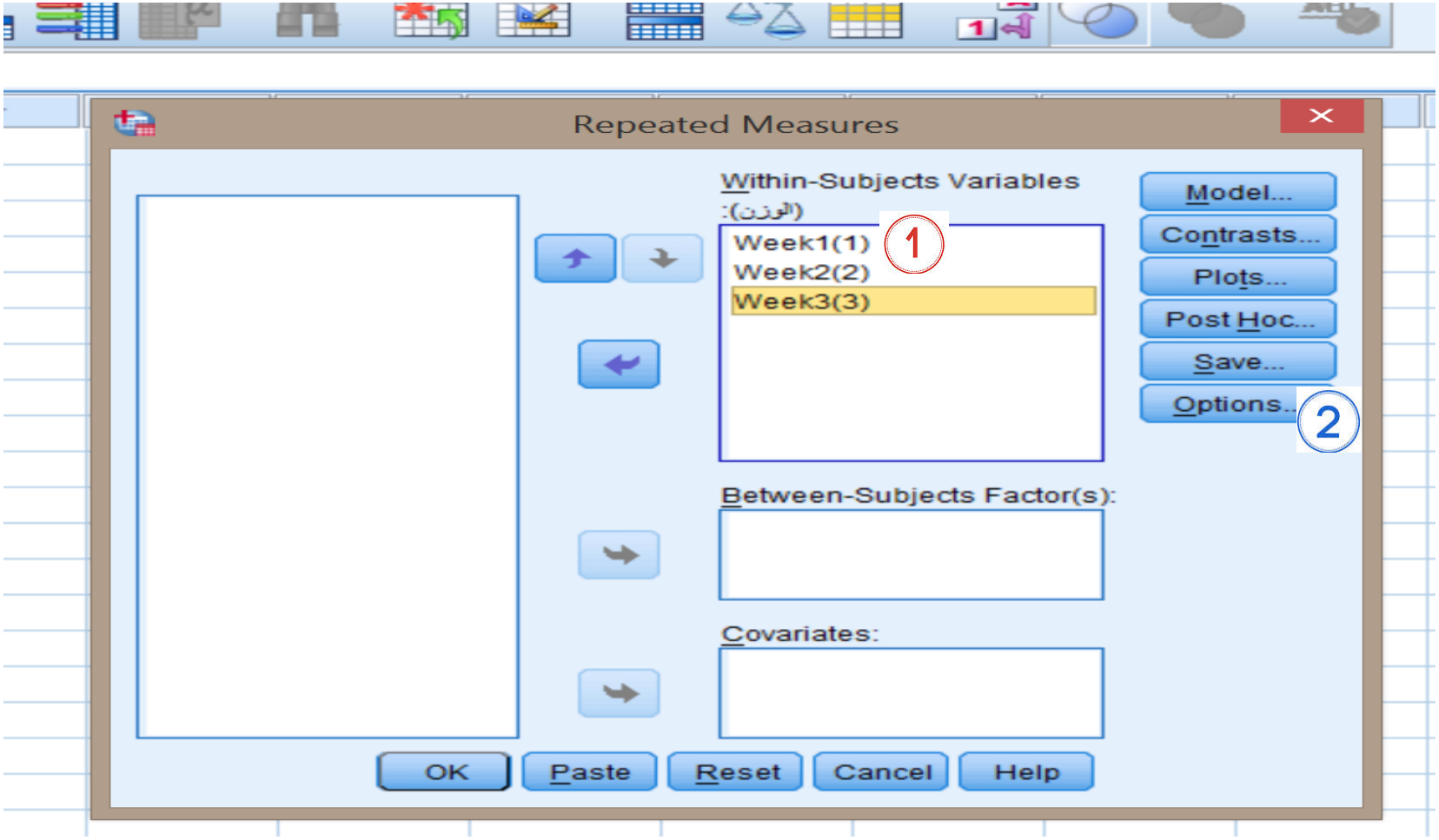
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



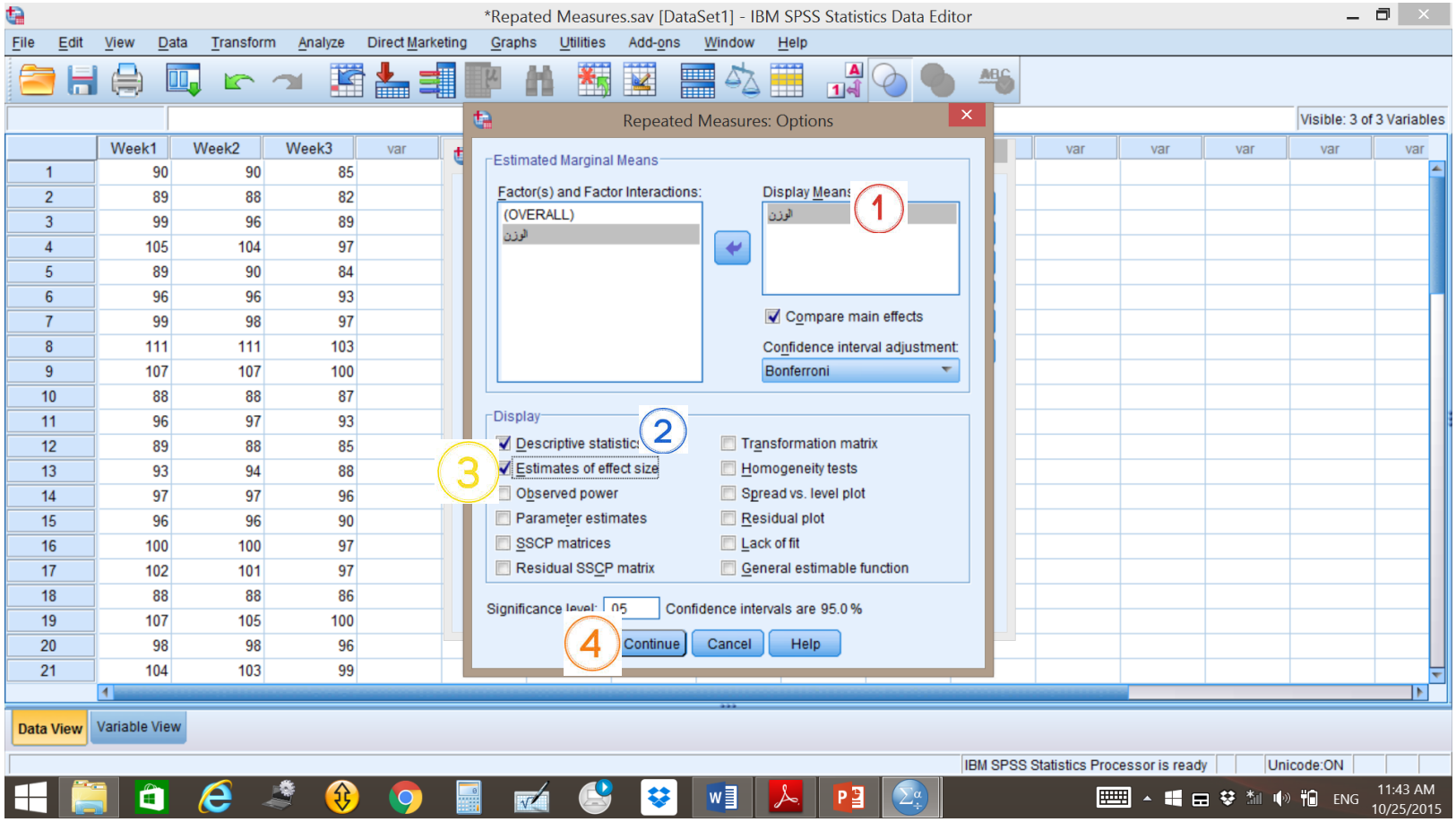
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



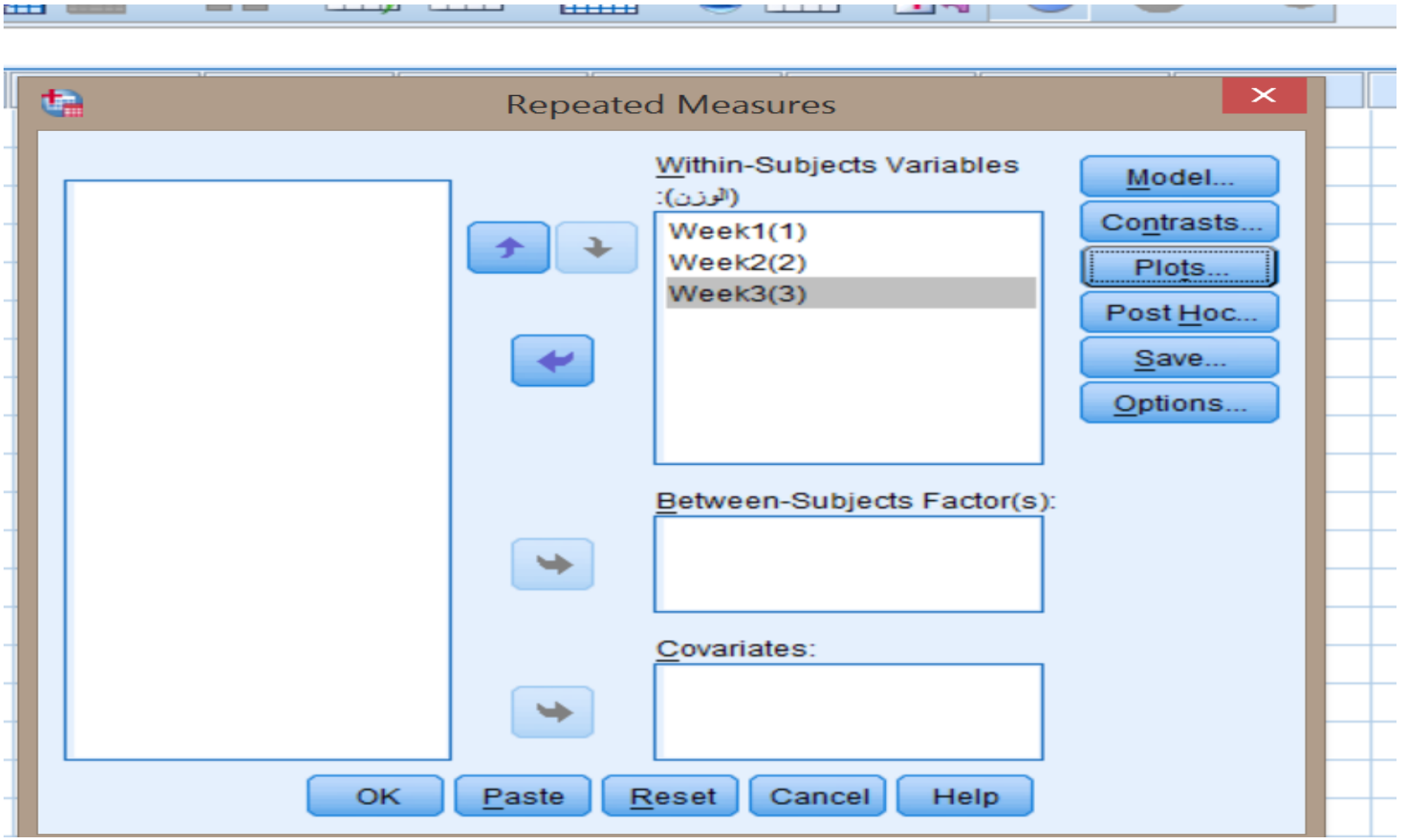
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



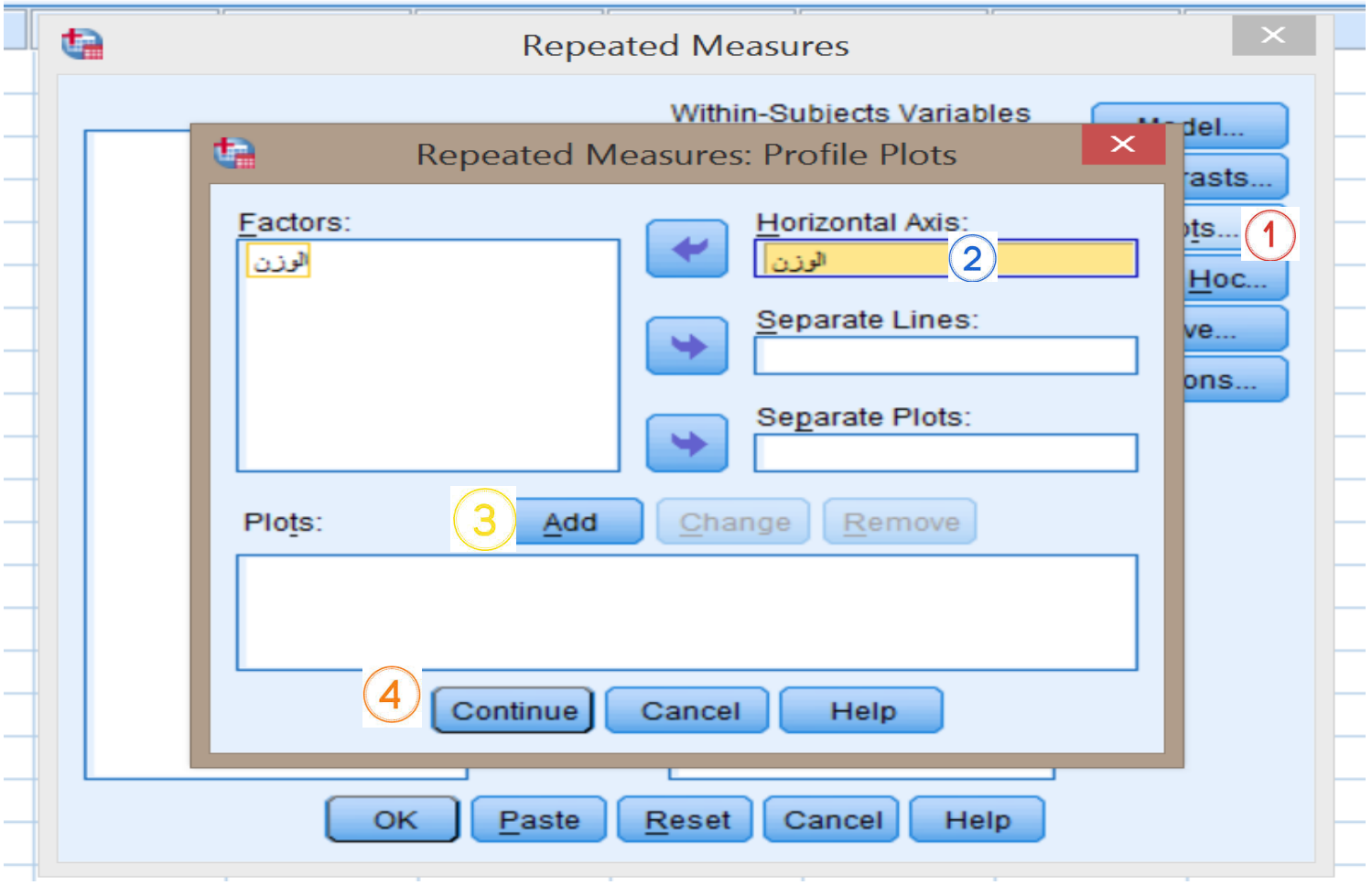
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



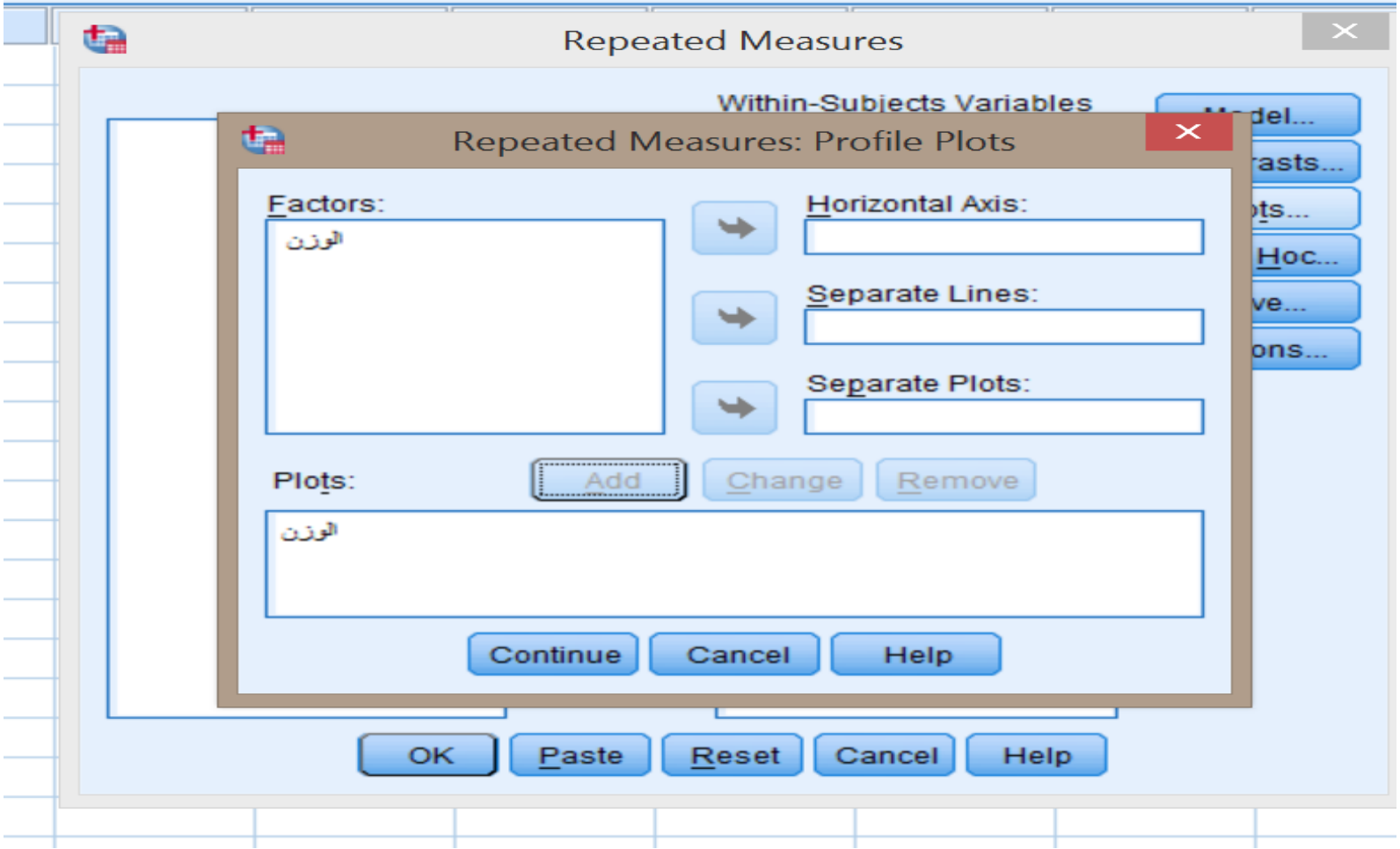
تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE_1

الوزن	Dependent Variable
1	Week1
2	Week2
3	Week3

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Week1	98.88	9.293	50
Week2	98.56	9.303	50
Week3	93.96	8.169	50

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

اختبار تساوي التباينات بين كل مقارنة ثنائية (المجموعة الأولى-الثانية، الأولى-الثالثة، والثانية-الثالثة)

Mauchly's Test of Sphericity[a]

معامل التصحيح (€)

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon[b]		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
الوزن	.385	45.791	2	.000	.619	.627	.500

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

a. Design: Intercept
Within Subjects Design: الوزن

b. May be used to adjust the degrees of freed ... orrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

لم يتحقق شرط تجانس الكروية لكل زوج سيؤثر في كيفية قراءة الجدول التالي

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
الوزن	Sphericity Assumed	757.813	2	378.907	113.146	.000	.698
	Greenhouse-Geisser	757.813	1.239	611.857	113.146	.000	.698
	Huynh-Feldt	757.813	1.255	603.969	113.146	.000	.698
	Lower-bound	757.813	1.000	757.813	113.146	.000	.698
Error(الوزن)	Sphericity Assumed			3.349			
	Greenhouse-Geis			5.408			
	Huynh-Feldt			5.338			
	Lower-bound			6.698			

لو تحقق شرط الكروية لقرأنا الدلالة الإحصائية لشرط الكروية متحقق Sphericity Assumed دال إحصائيا –توجد فروق بين القياسات

لأن شرط الكروية لم يتحقق ، ننظر لاختبار Greenhouse-Geisser دال إحصائيا –توجد فروق بين القياسات

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
الوزن	Sphericity Assumed	757.813	2	378.907	113.146	.000	.698
	Greenhouse-Geisser	757.813	1.239	611.857	113.146	.000	.698
	Huynh-Feldt	757.813	1.255	603.969	113.146	.000	.698
	Lower-bound	757.813	1.000	757.813	113.146	.000	.698
Error(الوزن)	Sphericity Assumed	328.187	98	3.349			
	Greenhouse-Geisser	328.187	60.689	5.408			
	Huynh-Feldt	328.187	61.481	5.338			
	Lower-bound	328.187	49.000	6.698			

لأن شرط الكروية لم يتحقق ، ننظر لاختبار Greenhouse-Geisser دال إحصائيا –توجد فروق بين القياسات

أظهرت نتائج اختبار القياسات المتكررة أن هناك فروقا دالة إحصائيا بين الأزوان وفقا لموعد القياس

$F\ (1.239, 60.689) = 113.146,\ p < .05$

على الهامش (استطراد)

لأن شرط الكروية لم يتحقق ، سنستخدم اختبار Greenhouse-Geisser **المصحح من أثر عدم تحقق الكروية**

درجات الحرية الأصلية 2 **ولكن سنضربها في معامل التصحيح** (.6193) **وبذا سنحصل على** 1.239

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
الوزن	Sphericity Assumed	757.813	2	378.907	113.146	.000	.698
	Greenhouse-Geisser	757.813	1.239	611.857	113.146	.000	.698
	Huynh-Feldt	757.813	1.255	603.969	113.146		
	Lower-bound	757.813	1.000	757.813	113.146		
Error(الوزن)	Sphericity Assumed	328.187	98	3.349			
	Greenhouse-Geisser	328.187	60.689	5.408			
	Huynh-Feldt	328.187	61.481	5.338			
	Lower-bound	328.187	49.000	6.698			

درجات الحرية الأصلية 98 **ولكن سنضربها في معامل التصحيح** (.6193) **وبذا سنحصل على** 60.689

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

الوزن

Estimates

Measure: MEASURE_1

الوزن	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
1	98.880	1.314	96.239	101.521
2	98.560	1.316	95.916	101.204
3	93.960	1.155	91.638	96.282

المقارنات البعدية كما في التحليل الأحادي
هنا مقارنة بين كل زوج من المواعيد لمعرفة معنوية الفروق

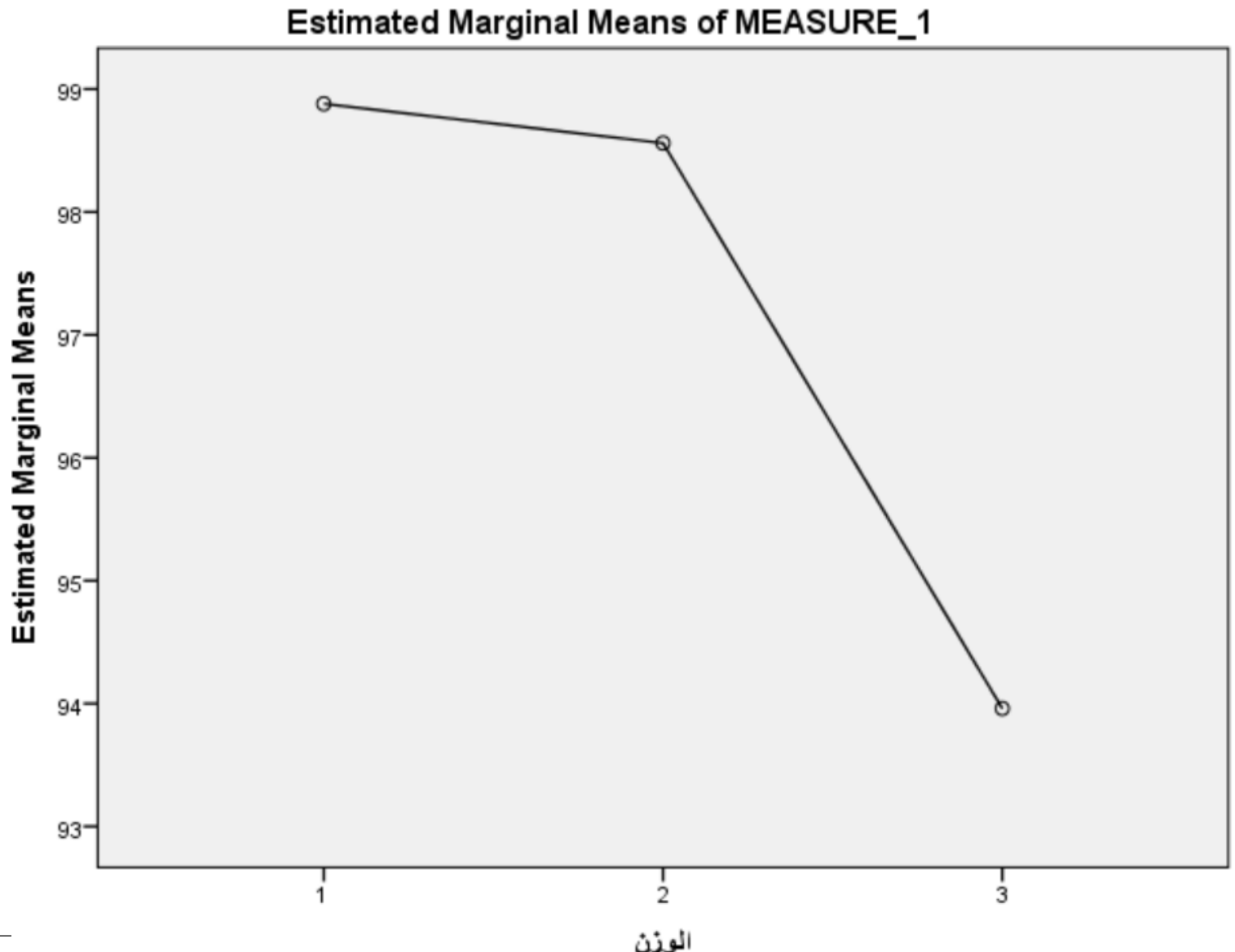
Pairwise Comparisons

Measure: MEASURE_1

(I) الوزن	(J) الوزن	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.[b]	95% Confidence Interval for Difference[b]	
					Lower Bound	Upper Bound
1	2	.320	.170	.198	-.102	.742
	3	4.920*	.433	.000	3.846	5.994
2	1	-.320	.170	.198	-.742	.102
	3	4.600*	.430	.000	3.533	5.667
3	1	-4.920*	.433	.000	-5.994	-3.846
	2	-4.600*	.430	.000	-5.667	-3.533

Based on estimated marginal means

تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures



تحليل التباين للقياسات المكررة ANOVA-Repeated Measures

في حال لم يتحقق شرط تجانس الكروية لكل زوج ينصح باستخدام تحليل التباين المتعدد إذا كان $(K+10 < N)$ **و معامل التصحيح** $(\epsilon) < .75$

Multivariate Tests[a]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
الوزن	Pillai's Trace	.725	63.334[b]	2.000	48.000	.000	.725
	Wilks' Lambda	.275	63.334[b]	2.000	48.000	.000	.725
	Hotelling's Trace	2.639	63.334[b]	2.000	48.000	.000	.725
	Roy's Largest Root	2.639	63.334[b]	2.000	48.000	.000	.725

a. Design: Intercept
Within Subjects Design: الوزن

الارتباط الجزئي Partial Correlation

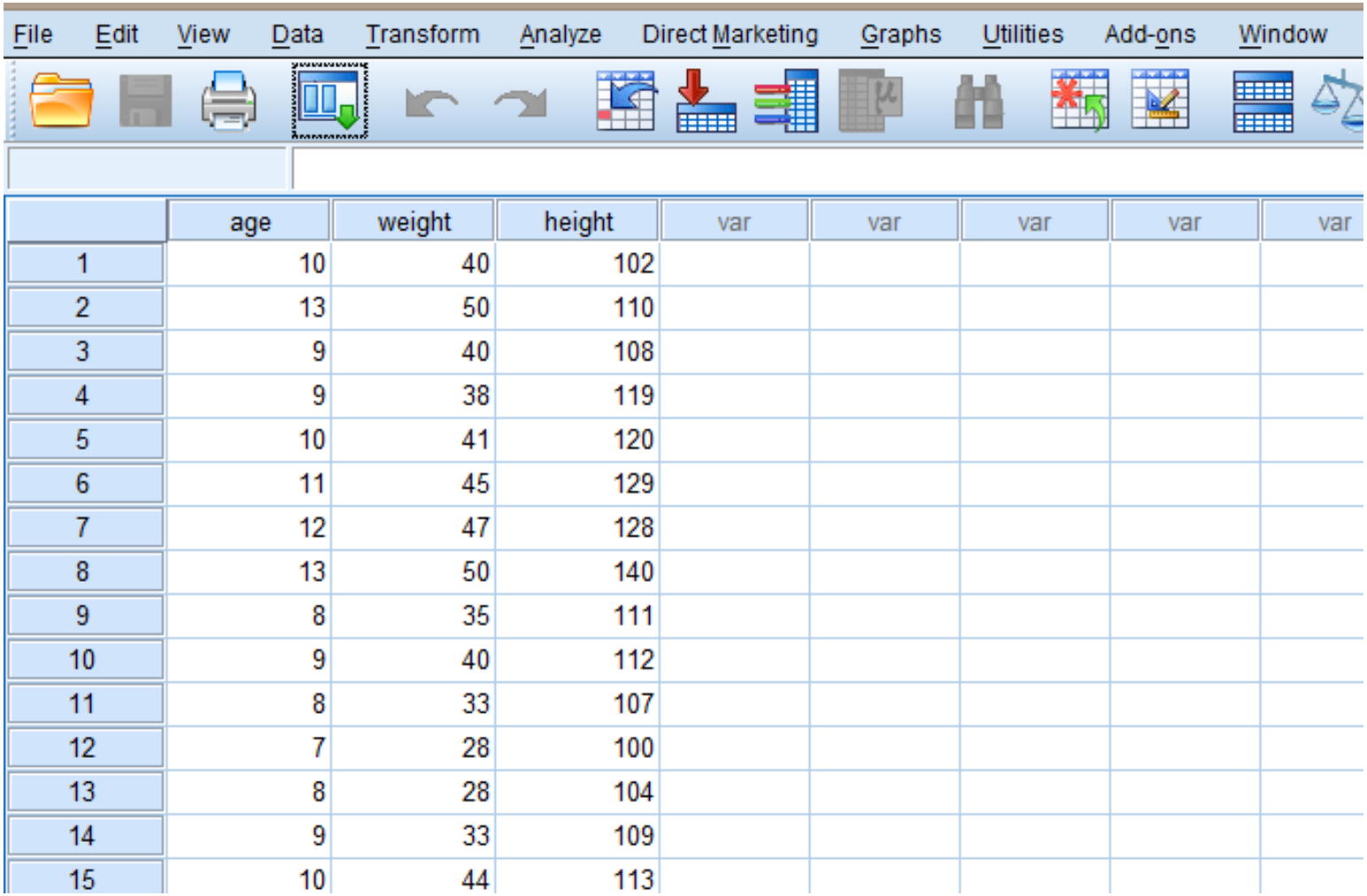
- الفكرة الرئيسة
- مقياس لقوة العلاقة بين متغيرين عشوائيين بعد تحييد أو إزالة أثر المتغيرات الأخرى (متغير أو أكثر)
- مستوى القياس المناسب: الكمي (فئوي – نسبي)
- القانون

$$r_{12\cdot3} = \frac{r_{12} - r_{13}\, r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)\,(1 - r_{23}^2)}}.$$

الارتباط الجزئي Partial Correlation

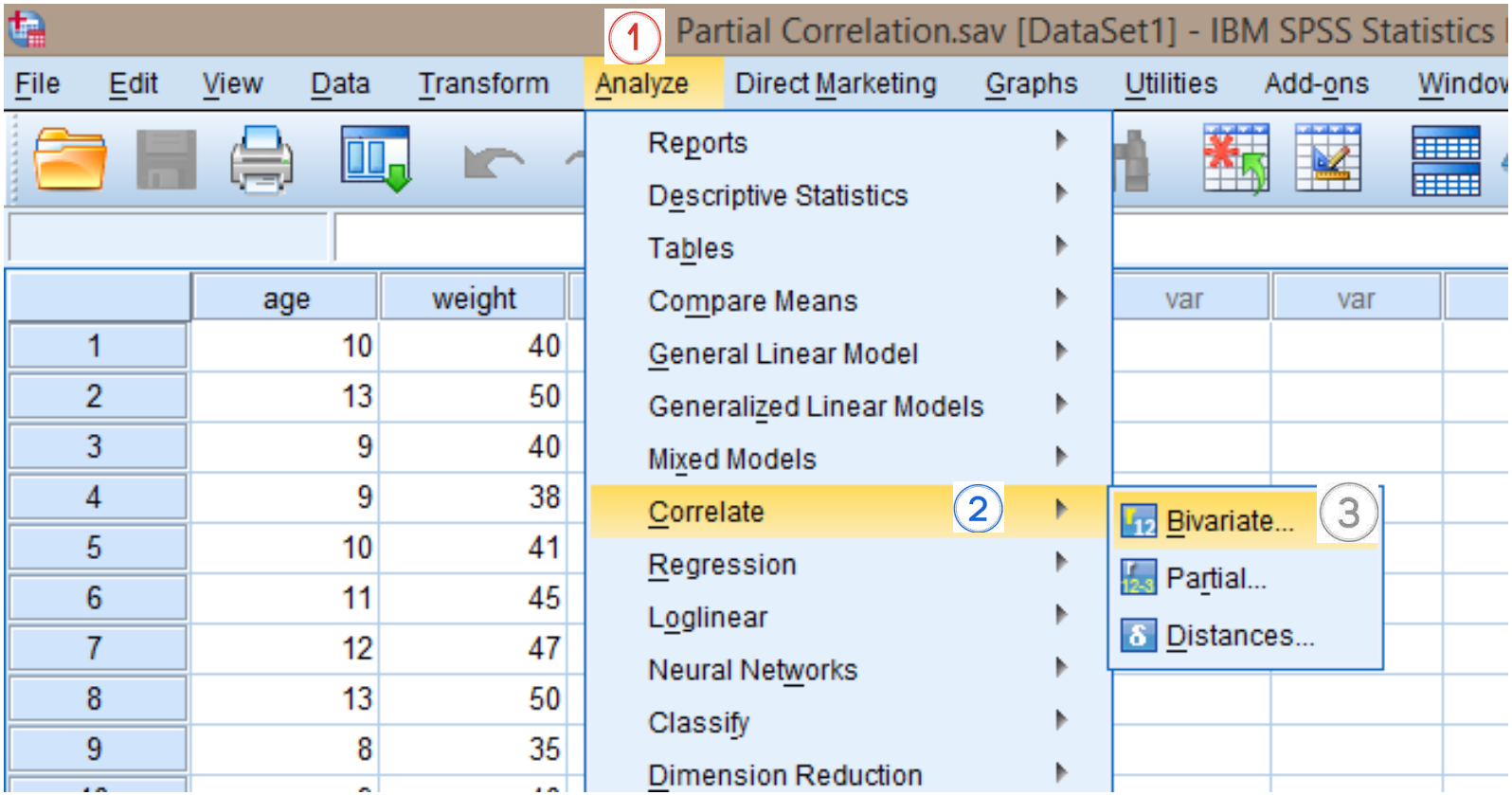
- مثال (Dancey & Reidy, 2007 في دودين، 2013)
- أحد الباحثين مهتم بدراسة العلاقة بين أوزان الأطفال وأطوالهم، ولكن لأن متغير العمر يرتبط كذلك بالوزن والطول فعلى الباحث تحييد أو إزالة أثر العمر من العلاقة بين الطول والوزن.
- هناك طريقتان...1) أخذ عينة من الأطفال في نفس العمر أو 2) تحييد أثر العمر إحصائيا
- الطريقة الثانية تستخدم الارتباط الجزئي

Partial Correlation الارتباط الجزئي

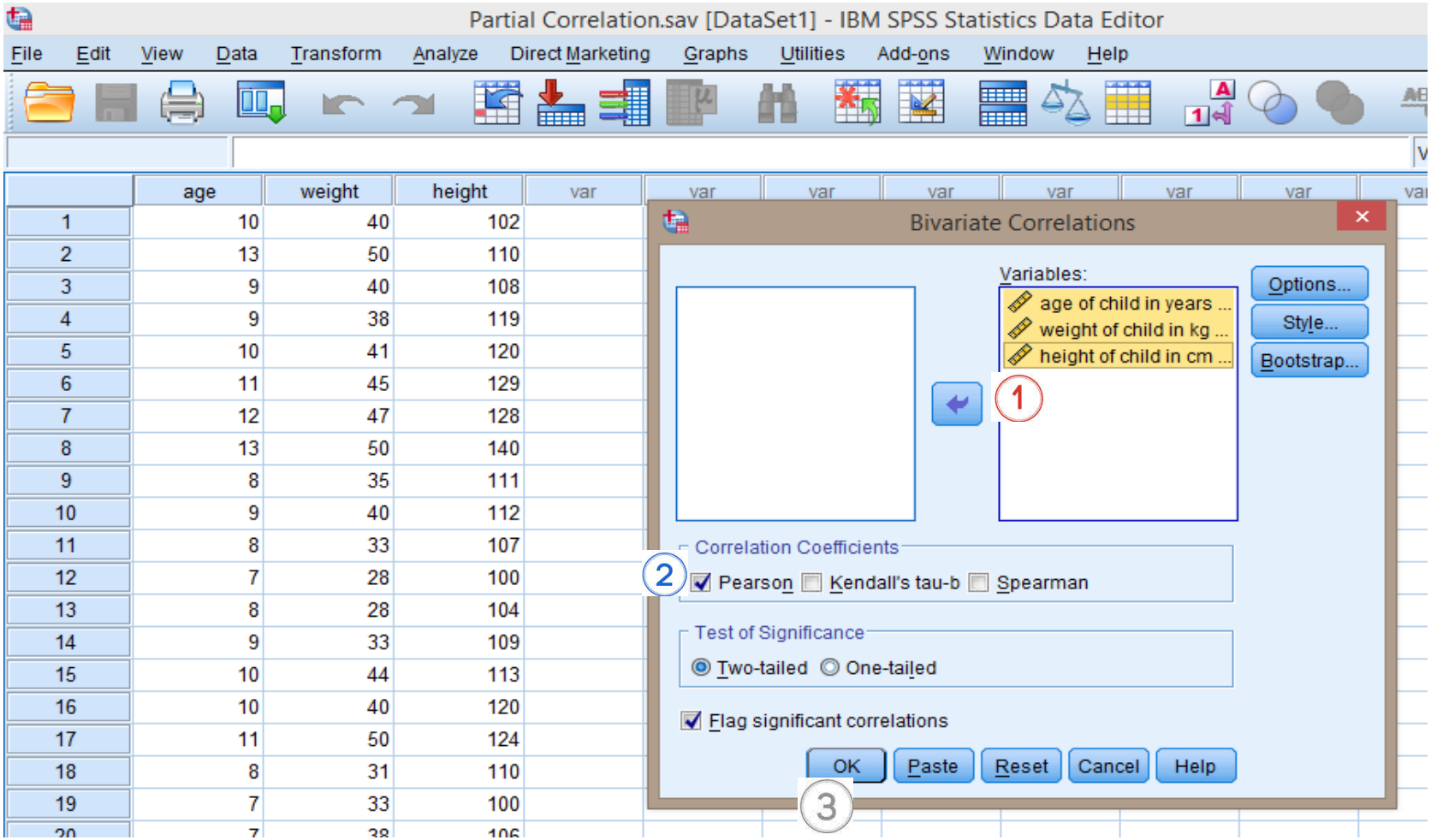


	age	weight	height	var	var	var	var	var
1	10	40	102					
2	13	50	110					
3	9	40	108					
4	9	38	119					
5	10	41	120					
6	11	45	129					
7	12	47	128					
8	13	50	140					
9	8	35	111					
10	9	40	112					
11	8	33	107					
12	7	28	100					
13	8	28	104					
14	9	33	109					
15	10	44	113					

Partial Correlation الارتباط الجزئي



Partial Correlation الارتباط الجزئي



Partial Correlation الارتباط الجزئي

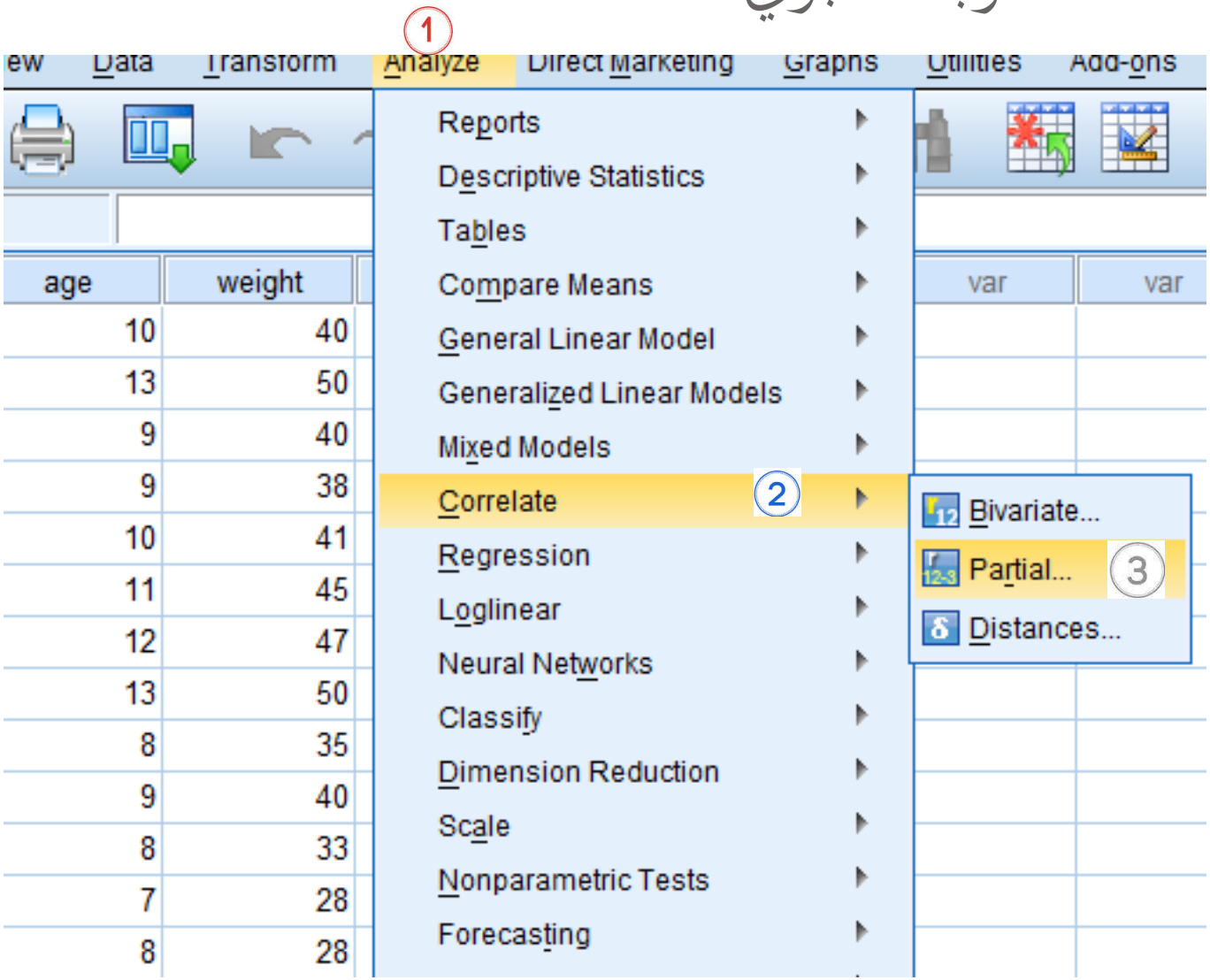
قيمة معامل ارتباط بيرسون بين وزن الطفل وطوله **بدون** ضبط عمر الطفل (عزل أثر) تساوي (.649) قارن هذه القيمة بقيمة الارتباط **بعد** عزل أثر العمر (.164) صفحة 49

Correlations

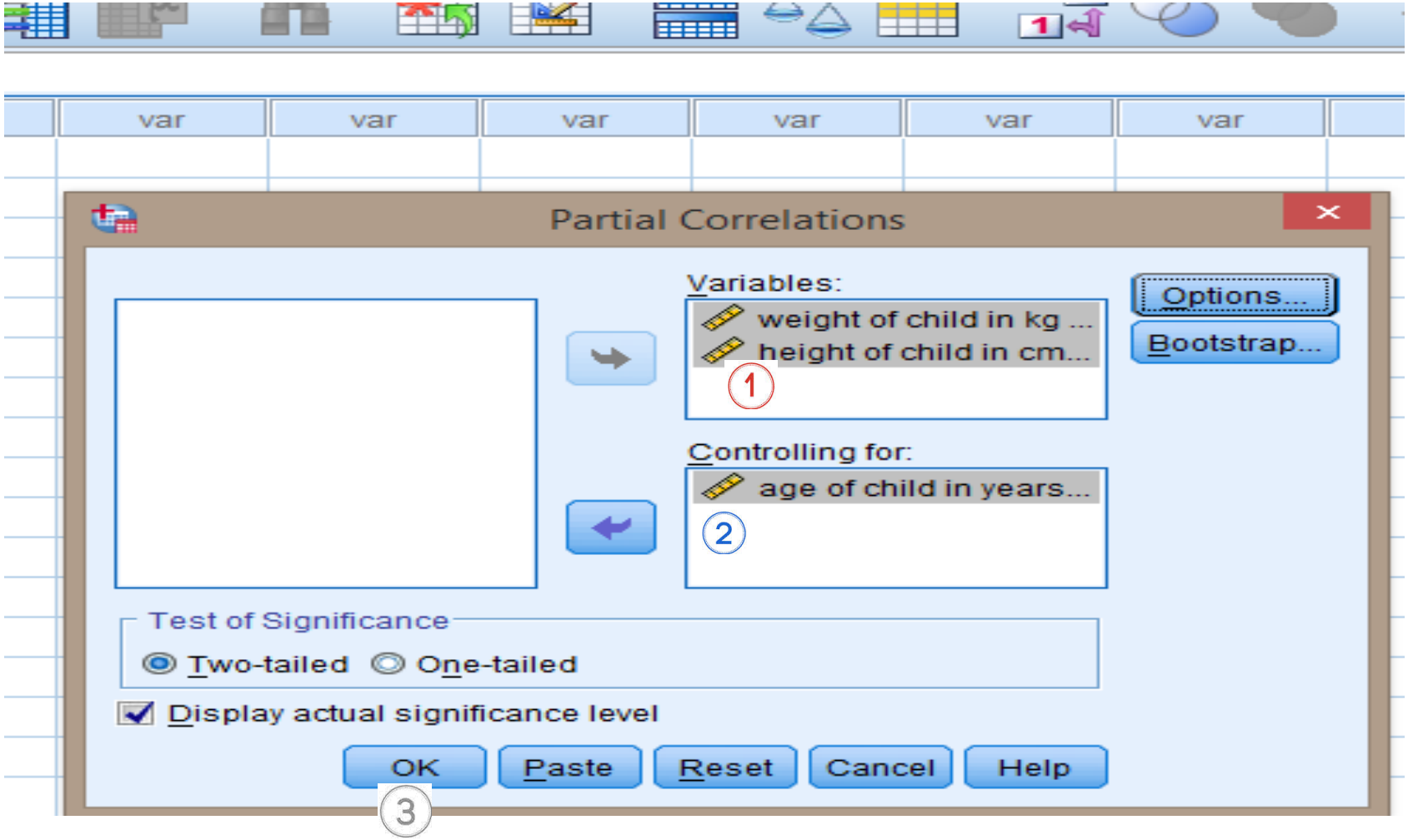
		age of child in years	weight of child in kg	height of child in cm
age of child in years	Pearson Correlation	1	.764**	.759**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000
	N	30	30	30
weight of child in kg	Pearson Correlation	.764**	1	.649**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000
	N	30	30	30
height of child in cm	Pearson Correlation	.759**	.649**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	
	N	30	30	30

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Partial Correlation الارتباط الجزئي



Partial Correlation الارتباط الجزئي



Partial Correlation الارتباط الجزئي

Partial Corr

Correlations

Control Variables			weight of child in kg	height of child in cm
age of child in years	weight of child in kg	Correlation	1.000	.164
		Significance (2-tailed)	.	.394
		df	0	27
	height of child in cm	Correlation	.164	1.000
		Significance (2-tailed)	.394	.
		df	27	0

قيمة معامل ارتباط بيرسون بين وزن الطفل وطوله **بعد** ضبط عمر الطفل (عزل أثر) تساوي (.164)
قارن هذه القيمة بقيمة الارتباط **بدون** عزل أثر العمر (.649)

التحليل العاملي Factor Analysis

- **الفكرة الرئيسة**

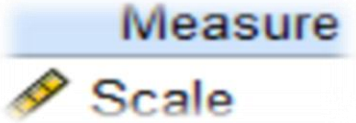
- خفض عدد المتغيرات أو البيانات المتعلقة بظاهرة ما إلى عدد يمكن التعامل معه (Data Reduction Technique)

مفاهيم أساسية

- مصفوفة الارتباط
- الجذر الكامن
- قيم الشيوع
- معاملات التشبع
- استخلاص العوامل
- التدوير

التحليل العاملي Factor Analysis

- الافتراضات
- مستوى القياس المناسب: الكمي (الفئوي أو النسبي)



- خلو البيانات من القيم الشاذة أو المتطرفة
- حجم عينة مناسب (حجم المشاهدات = 10 أضعاف عدد المتغيرات)، فلو كان هناك 10 متغيرات فنحتاج إلى 100 مشاهدة
- وجود ارتباطات خطية مناسبة بين المتغيرات (العلاقات الضعيفة لاتفيد) القيم المناسبة تتراوح بين 3. و 7. (Fluery, 1998).

مصفوفة الارتباط (مفاهيم أساسية)

- مصفوفة الارتباط عبارة عن مجموعة من الأعمدة والصفوف
- تعبر كل خلية (مكان التقاء الصف بالعمود) عن قيمة معامل ارتباط.

	الطول	الوزن	العمر
الطول	1	.65	.78
الوزن	.65	1	.68
العمر	.78		1

(مفاهيم أساسية)

الجذر الكامن (Eigenvalue)

أحد محكات تحديد عدد العوامل المستخرجة (محك كايزر...الجذر الكامن > 1)...ففي التحليل العاملي الاستكشافي تحول الدرجات الخام إلى زائية وبالتالي سيصبح تباين كل متغير يساوي (1)...فالعامل الذي يفسر نسبة من التباين > 1 يعني أنه قادر على خفض عدد المتغيرات.

Total Variance Explained

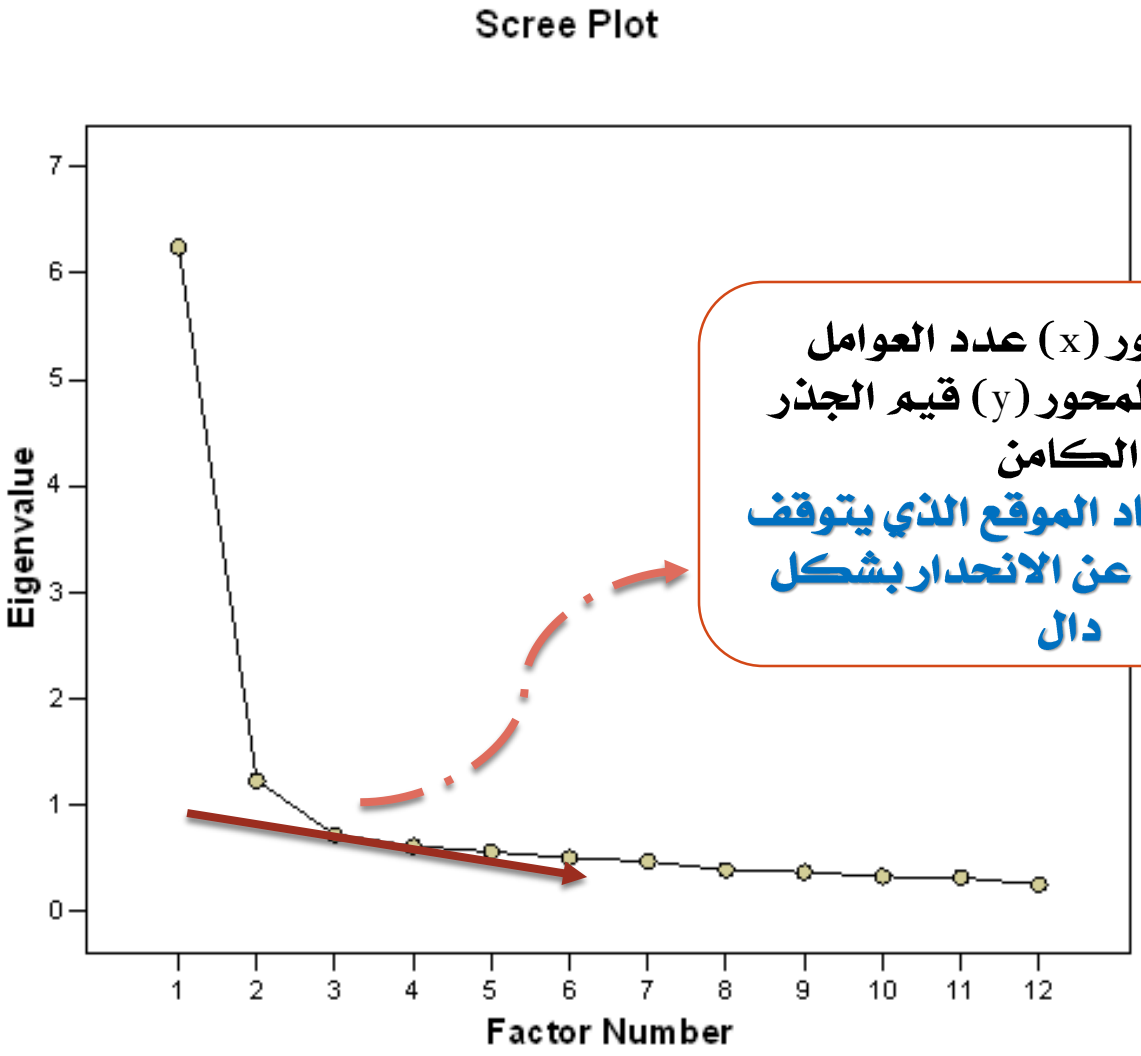
Factor[a]	Initial Eigenvalues[b]			Extraction Sums of Squared Loadings[f]			Rotation Sums of Squared Loadings[g]		
	Total[c]	% of Variance[d]	Cumulative %[e]	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	6.249	52.076	52.076	5.851	48.759	48.759	2.950	24.583	24.583
2	1.229	10.246	62.322	.806	6.719	55.478	2.655	22.127	46.710
3	.719	5.992	68.313	.360					58.478
4	.613	5.109	73.423						
5	.561	4.676	78.099						
6	.503	4.192	82.291						
7	.471	3.927	86.218						
8	.389	3.240	89.458						
9	.368	3.066	92.524						
10	.328	2.735	95.259						
11	.317	2.645	97.904						
12	.252	2.096	100.000						

Extraction Method: Principal Axis Factoring.

عدد العوامل المستخرجة وفق محك كايزر (2)
لاحظ كل قيمة من قيم الجذر الكامن > 1
.6249 و 1.229

(مفاهيم أساسية)

رسم المنحدر (Scree Plot)



يمثل المحور (x) عدد العوامل
بينما يمثل المحور (y) قيم الجذر الكامن
المراد هنا إيجاد الموقع الذي يتوقف فيه المنحنى عن الانحدار بشكل دال

(مفاهيم أساسية)

قيم الشيوع h (Communalities)

وتمثل قيم الشيوع نسبة التباين في كل متغير (مثلا فقرة) استطاعت العوامل المستخرجة تفسيرها

الفرق بين الجذر الكامن وقيمة الشيوع: قيمة الشيوع تعبر عن نسبة التباين في فقرة محددة تمكنت العوامل المستخرجة تفسيرها...أما الجذر الكامن فنسبة التباين في فقرات متعددة تمكن عامل محدد من تفسيرها.

Communalities[a]

	Initial[b]	Extraction[c]
item13 INSTRUC WELL PREPARED	.564	.676
item14 INSTRUC SCHOLARLY GRASP	.551	.619
item15 INSTRUCTOR CONFIDENCE	.538	.592
item16 INSTRUCTOR FOCUS LECTURES	.447	.469
item17 INSTRUCTOR USES CLEAR RELEVANT EXAMPLES	.5	
item18 INSTRUCTOR SENSITIVE TO STUDENTS	.5	
item19 INSTRUCTOR ALLOWS ME TO ASK QUESTIONS	.45	

تمثل القيمة (.676) نسبة التباين المفسر في الفقرة رقم (13) من خلال العوامل المستخرجة جميعا ...نريدها دائما > .5

(مفاهيم أساسية)

Rotated Factor Matrix[a] [b]

	Factor [c]		
	1	2	3
item13 INSTRUC WELL PREPARED	.771		
item14 INSTRUC SCHOLARLY GRASP	.726		
item15 INSTRUCTOR CONFIDENCE	.676		
item16 INSTRUCTOR FOCUS LECTURES	.591		
item17 INSTRUCTOR USES CLEAR RELEVANT EXAMPLES	.587	.446	
item18 INSTRUCTOR SENSITIVE TO STUDENTS		.739	
item19 INSTRUCTOR ALLOWS ME TO ASK QUESTIONS		.727	
item20 INSTRUCTOR IS ACCESSIBLE TO STUDENTS OUTSIDE CLASS		.540	
item21 INSTRUCTOR AWARE OF STUDENTS UNDERSTANDING	.402	.533	.321
item22 I AM SATISFIED WITH STUDENT PERFORMANCE EVALUATION		.559	
item23 COMPARED TO OTHER INSTRUCTORS, THIS INSTRUCTOR IS	.449	.377	.668
item24 COMPARED TO OTHER COURSES THIS COURSE WAS	.324	.321	.652

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 4 iterations.

معاملات التشبع (Factor Loadings)

درجة ارتباط المتغير بالعامل

تمثل القيمة (.771) تشبع الفقرة (13) على العامل الأول.
نريدها دائما > .3 أو > .4

لاحظ تشبع الفقرات "13" و حتى "17" على العامل الأول
ولاحظ تشبع الفقرات "18" وحتى "20" على العامل الثاني وهكذا

(مفاهيم أساسية)

استخلاص(استخراج) العوامل (Extraction)

عملية الخلوص بعدد أقل من العوامل الكامنة المفسرة لعدد كبير من المتغيرات

مثل 1- محك كايزر 2- رسم المنحنى 3- والتحليل المتوازي 4- نسبة التباين المفسر

(مفاهيم أساسية)

التدوير (Rotations)

يقصد بالتدوير تحريك المحاور لجعل تفسير العوامل أكثر وضوحا وأيسر فهما وتفسيرا

هناك نوعان من التدوير

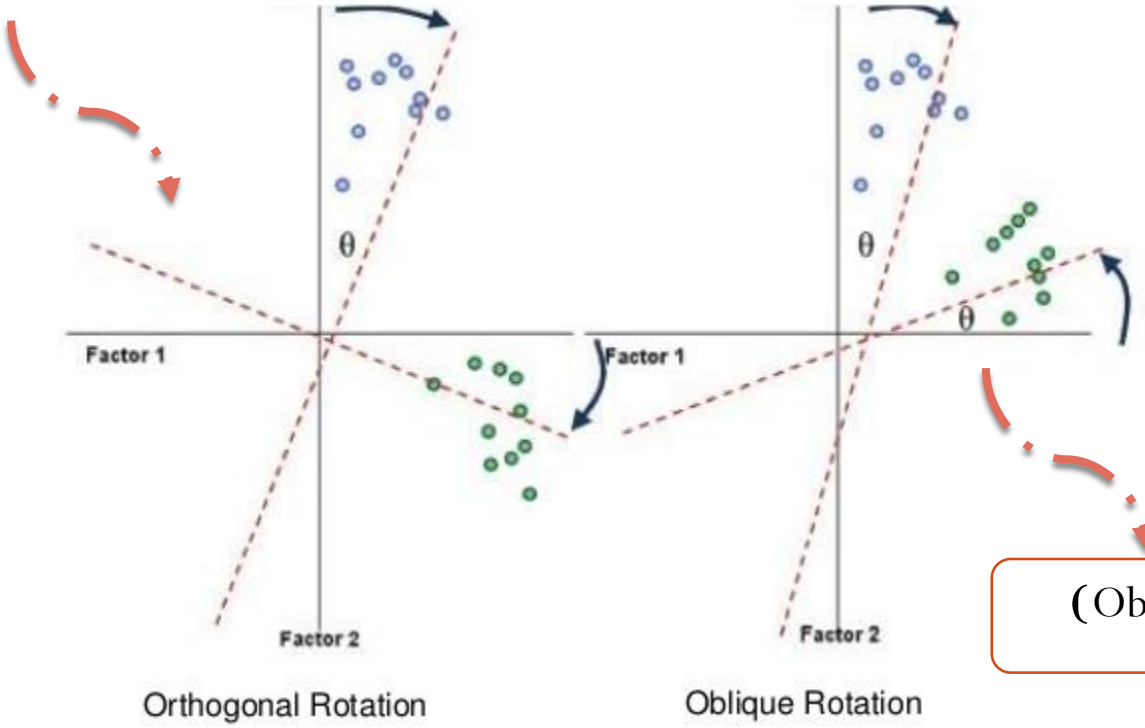
1- التدوير المتعامد (Orthogonal) وفيه يتعامد المحور (x) والمحور (y) دائما مهما حركنا المحاور

2- التدوير المائل (Oblique) وفيه يسمح للعوامل بالارتباط (لا يشترط التعامد للمحاور)

(مفاهيم أساسية)

التدوير (Rotations)

تدوير متعامد (Orthogonal)



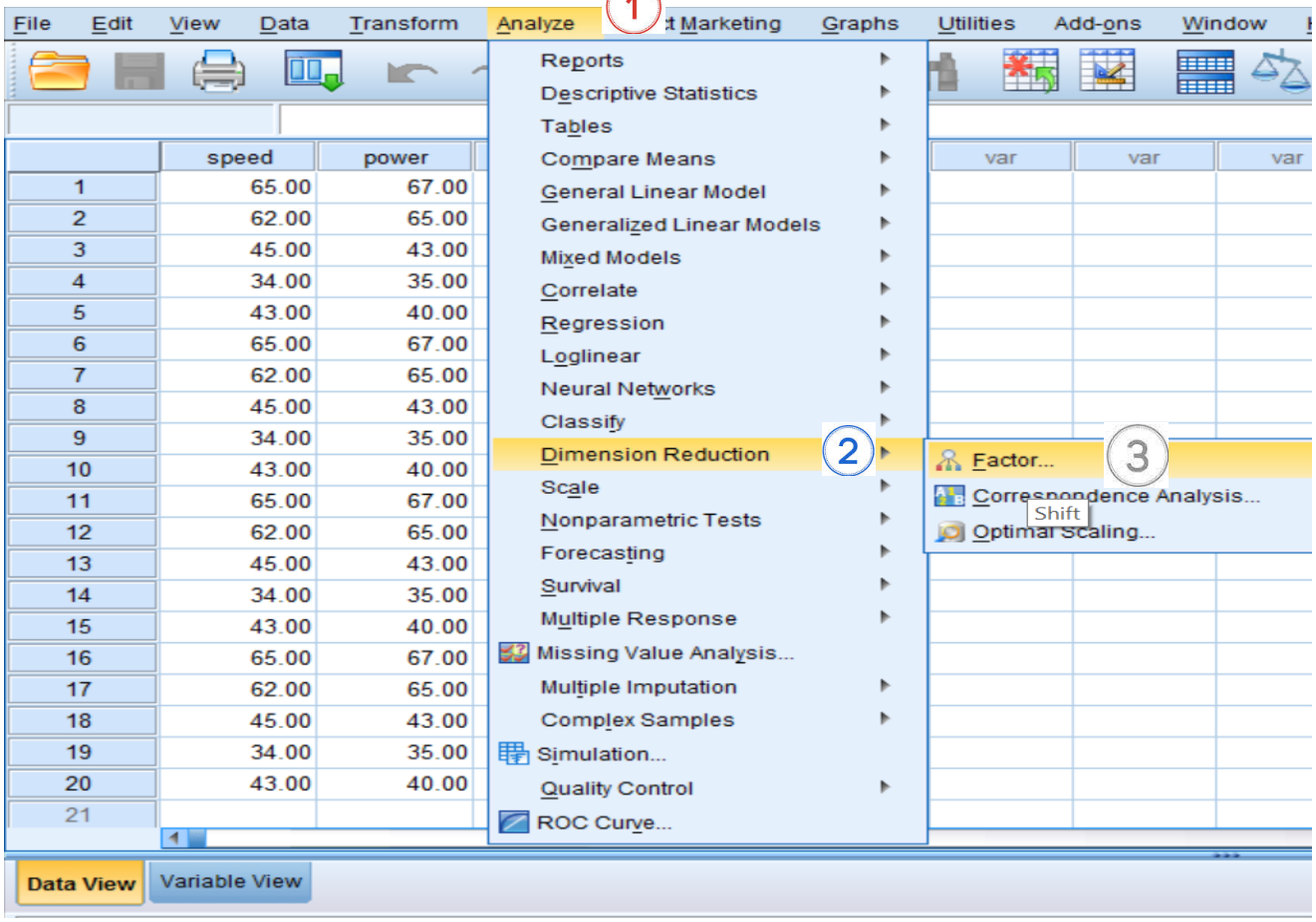
تدوير مائل (Oblique)

لاحظ تقاطع المحورين باللون الأحمر (متعامد "زاوية 90" أو مائل)

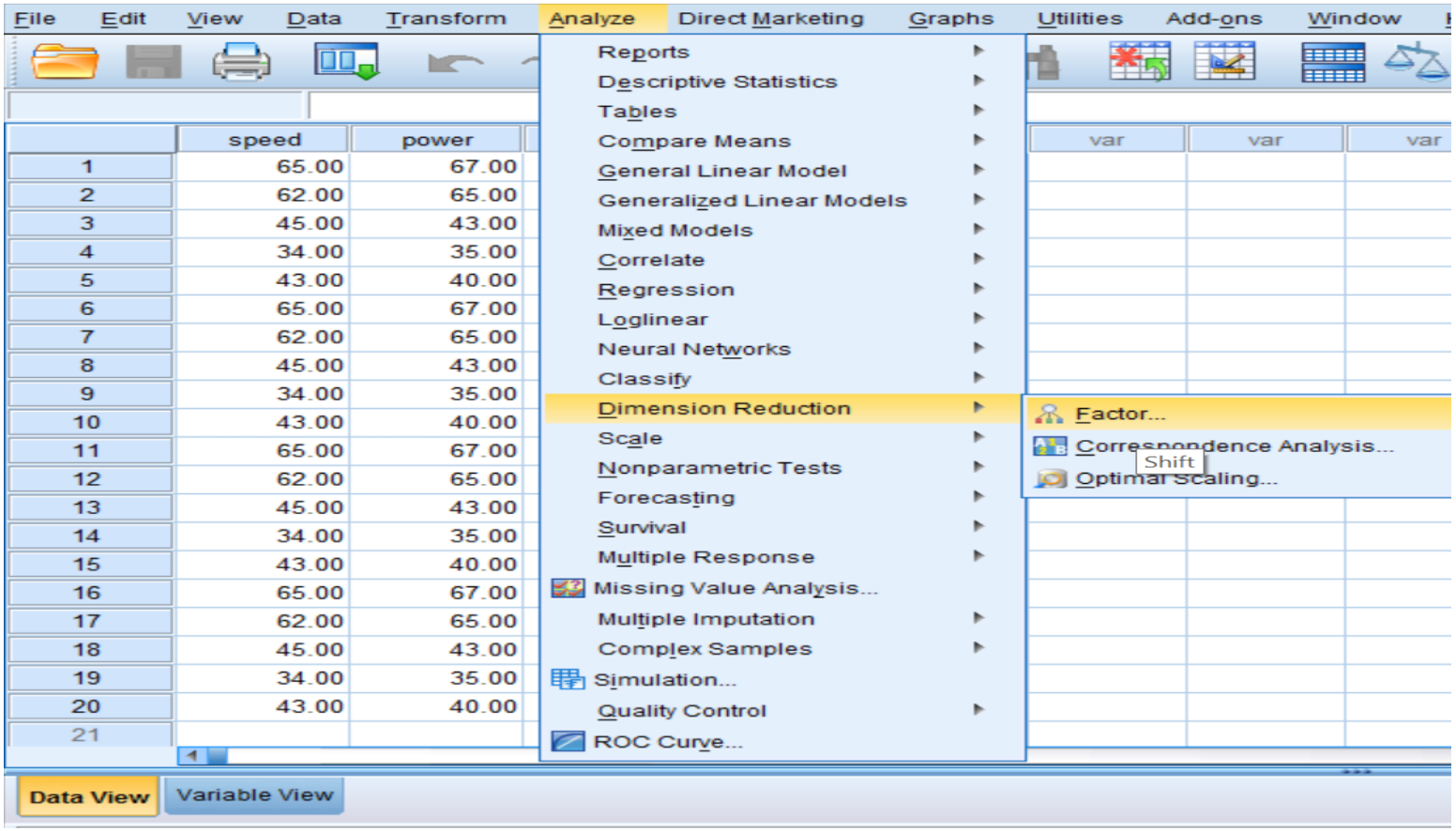
التحليل العاملي Factor Analysis

ادخال البيانات واستخدام SPSS

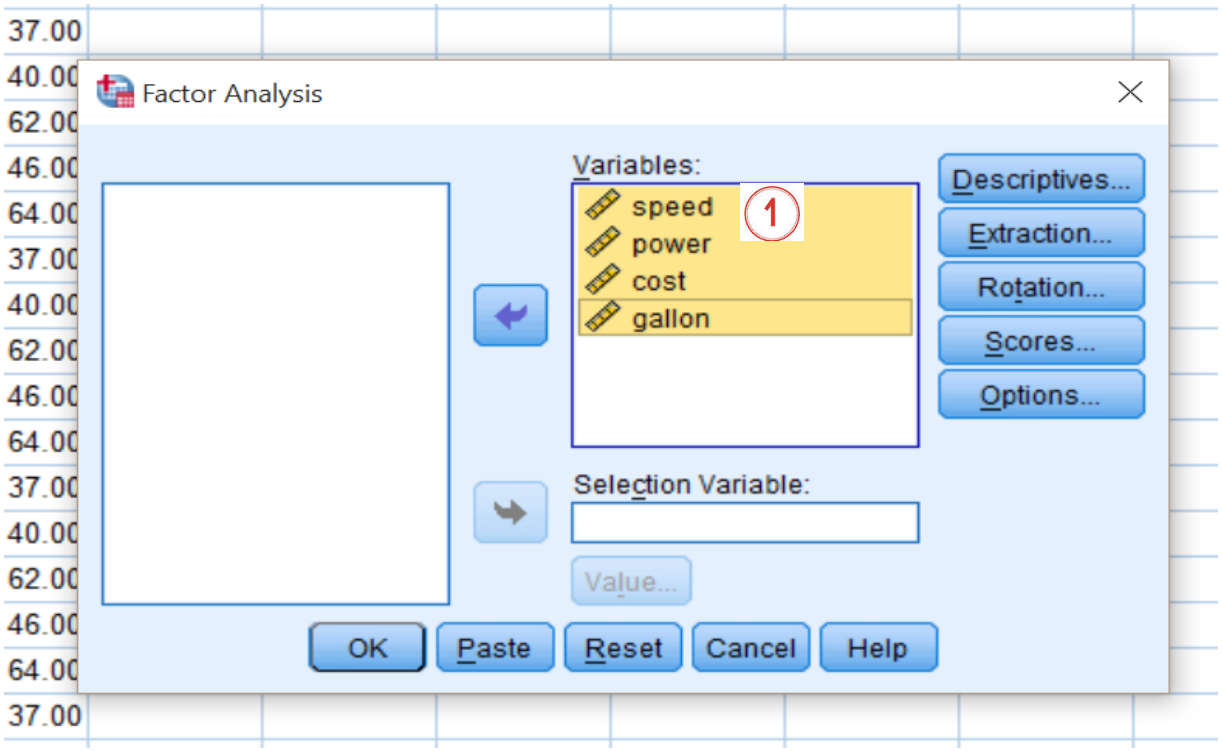
- مثال (دودين، 2013)
- قام أحد الباحثين بدراسة أربع خصائص للسيارات (السرعة، القوة، التكلفة، استهلاك الوقود)



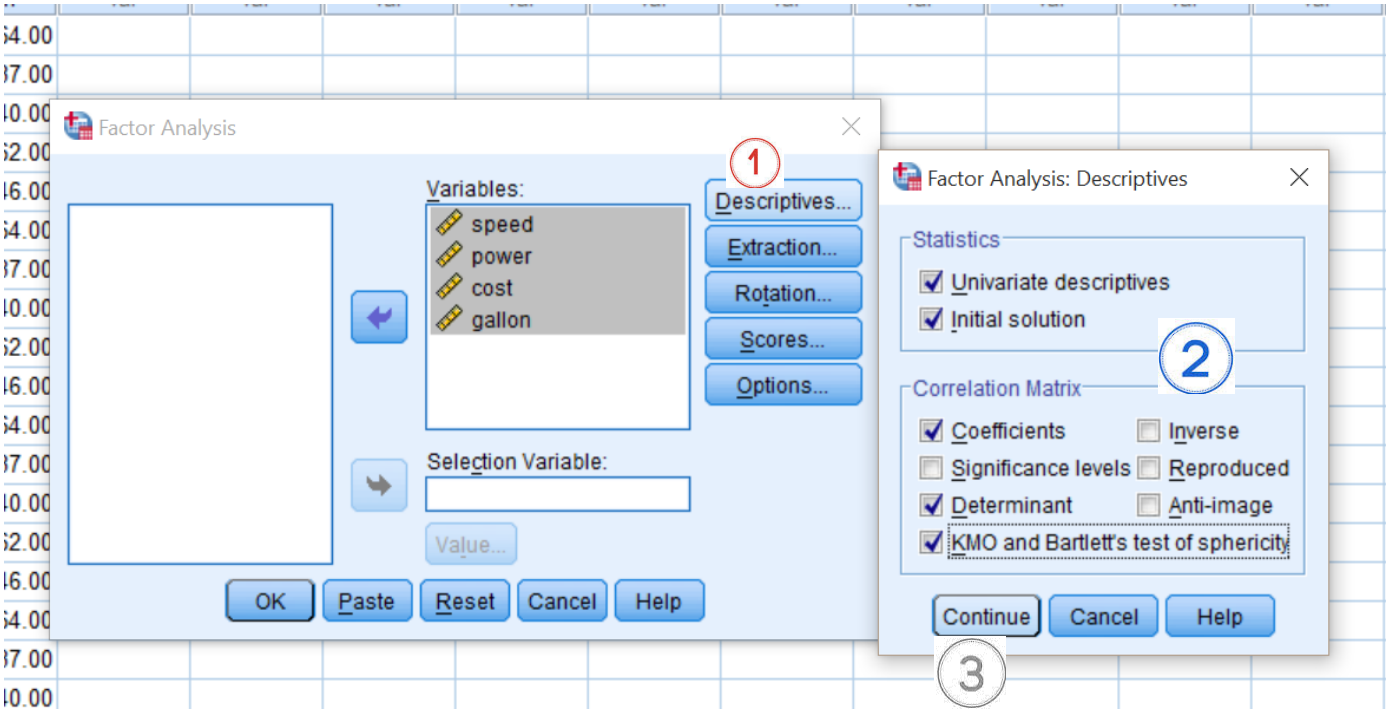
Factor Analysis التحليل العاملي



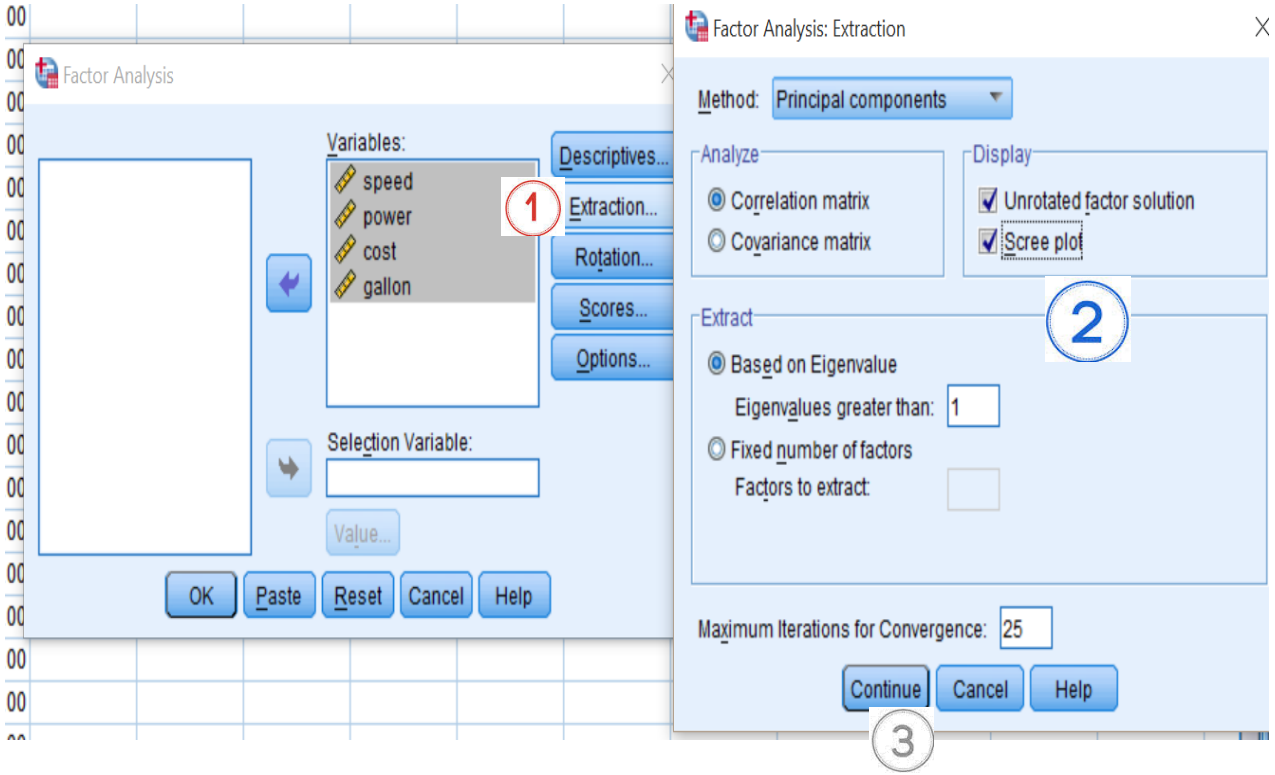
التحليل العاملي Factor Analysis



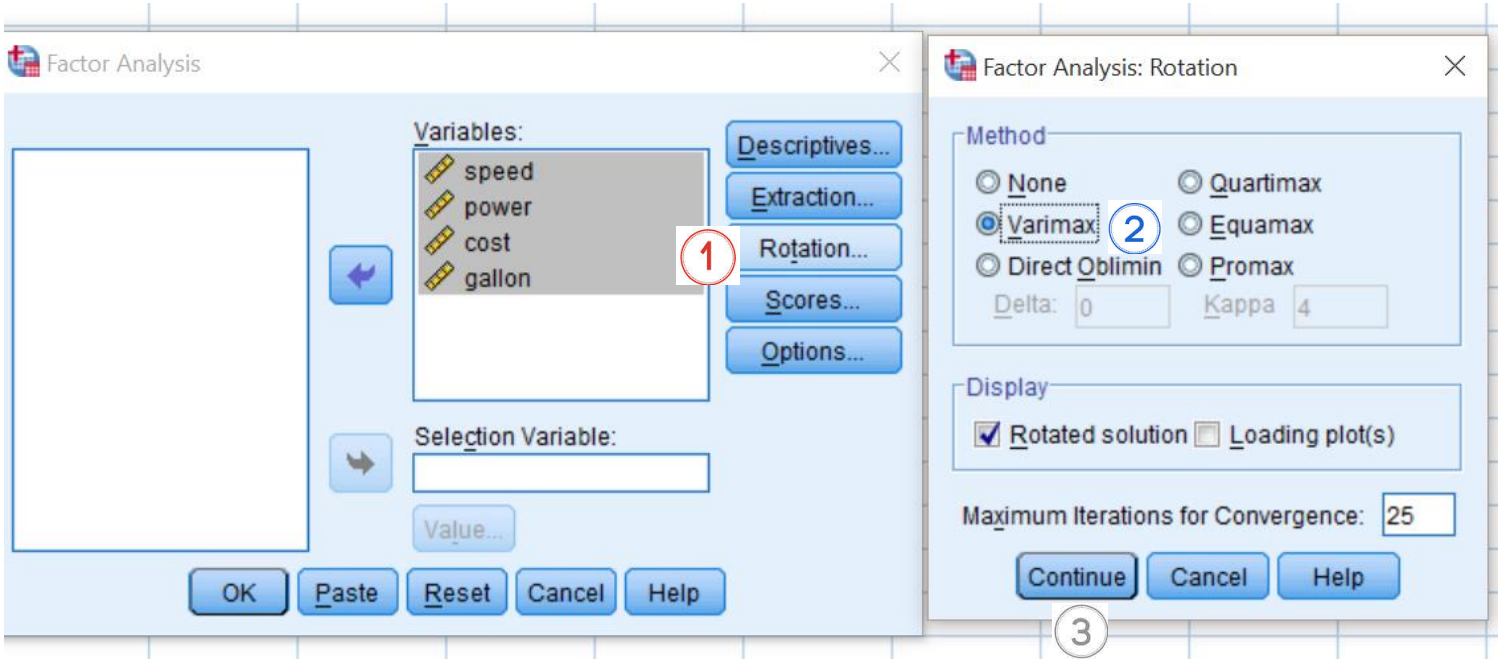
التحليل العاملي Factor Analysis



Factor Analysis التحليل العاملي



Factor Analysis التحليل العاملي



تحقق الشروط الأولية في النتائج

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
speed	49.8000	12.12913	20
power	50.0000	13.67287	20
cost	50.3000	12.81077	20
gallon	49.8000	11.46895	20

إحصاء وصفي

مصفوفة ارتباطات

Correlation Matrix[a]

		speed	power	cost	gallon
Correlation	speed	1.000	.990	-.129	-.091
	power	.990	1.000	-.100	-.036
	cost	-.129	-.100	1.000	.701
	gallon	-.091	-.036	.701	1.000

a. Determinant = .008

1 يجب أن تكون قيمة المحدد < .00001

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.466
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	80.835
	df	6
	Sig.	.000

2 مقياس كفاية العينة يجب أن يكون > .5

3 اختبار الكروية لبارتلت يجب أن يكون دال إحصائيا (عدم خلو المصفوفة من الارتباطات)

تحقق الشروط الأولية في النتائج

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
speed	49.8000	12.12913	20
power	50.0000	13.67287	20
cost	50.3000	12.81077	20
gallon	49.8000	11.46895	20

إحصاء وصفي

مصفوفة ارتباطات

Correlation Matrix[a]

		speed	power	cost	gallon
Correlation	speed	1.000	.990	-.129	-.091
	power	.990	1.000	-.100	-.036
	cost	-.129	-.100	1.000	.701
	gallon	-.091	-.036	.701	1.000

a. Determinant = .008

1) قيمة المحدد < .00001 تضمن عدم وجود اعتماد خطي

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.466
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	80.835
	df	6
	Sig.	.000

2) مقياس كفاية العينة يضمن وجود ارتباطات مناسبة للتحليل (مرتفعة نسبيا)

3) اختبار الكروية لبارتلت لضمان عدم خلو البيانات من ارتباطات بينها "مصفوفة وحدة"

التحليل العاملي Factor Analysis

Communalities

	Initial	Extraction
speed	1.000	.995
power	1.000	.996
cost	1.000	.850
gallon	1.000	.853

Extraction Method: Principal Component Analysis.

عند تربيع معاملات التشبع لكل فقرة على العوامل المستخرجة ثم جمعها نحصل على قيم الشيوع
وتعبر عن نسبة التباين المفسر في كل فقرة معينة باستخدام العوامل المستخرجة

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.076	51.904	51.904	2.076	51.904	51.904	1.991	49.776	49.776
2	1.618	40.442	92.346	1.618	40.442	92.346	1.703	42.570	92.346
3	.298	7.448	99.795						
4	.008	.205	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

عند تربيع معاملات التشبع لكل الفقرات على عامل واحد ثم جمعها نحصل على قيمة الجذر الكامن
وتعبر عن نسبة التباين المفسر في جميع الفقرات باستخدام عامل واحد

وفق محك كايزر نحتاج عاملين "الجذر الكامن لكل منهما $1 <$

Factor Analysis التحليل العاملي

التحليل العاملي Factor Analysis

Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
speed	.929	.364
power	.911	.407
cost	-.463	.797
gallon	-.411	.827

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

معاملات التشبع لكل فقرة على العوامل المستخرجة قبل التدوير

معاملات التشبع لكل فقرة على العوامل المستخرجة بعد التدوير

Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
speed	.995	-.071
power	.998	-.025
cost	-.075	.919
gallon	-.015	.923

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

يتضح تشبع الفقرة "cost" والفقرة "gallon" على العامل الثاني

يتضح تشبع الفقرة "speed" والفقرة "power" على العامل الأول

تسمية العوامل

الرابط بين المتغيرين "السرعة والقوة" في مقابل المتغيرين "الكلفة والاستهلاك"

العامل الأول يمكن أن يسمى "الجودة"

العامل الثاني يمكن أن يسمى "بالكلفة"

Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
speed	.995	-.071
power	.998	-.025
cost	-.075	.919
gallon	-.015	.923

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.