المحور الثاني: الانحدار الخطى البسيط

أولا: تقديم نموذج الانحدار الخطي البسيط

1- الشكل العام: النموذج الخطى البسيط يأخذ الشكل التالى:

 $Y_t = \alpha + \beta \cdot X_t + \varepsilon_t$

سمي النموذج خطيا لأن العلاقة بين المتغير التابع والمستقل علاقة خطية، وسمي البسيط لأن عدد المتغيرات المستقلة متغير واحد فقط، و $\alpha \otimes \beta$ معلمات أو معاملات النموذج.

حيث: Y: المتغير التابع، أو المتغير الداخلي.

X: المتغير المفسر، أو المتغير المستقل.

ε: المتغير العشوائي.

 α و β : معلمات للتقدير.

t: مؤشر الزمن.

تمثل المعلمة α الجزء الثابت، وهو الجزء المقطوع من المحور الرأسي، وهو عبارة عن قيمة متوسط المتغير التابع لما تنعدم قيمة المتغير المستقل، بينما تمثل المعلمة α معامل الانحدار أو ميل الخط المستقيم، وتعبر عن مقدار التغير في المتغير التابع نتيجة لتغير المتغير المستقل بوحدة واحدة، وتبين اشارتها إذا ما كانت العلاقة بين المتغير التابع والمستقل علاقة طردية أو عكسية.

إن إدخال المتغير العشوائي، ٤ في النموذج القياسي له عدة مسوغات أهمها أنه عبارة عن مجموعة شاملة تتضمن كل إدراند المتغيرات التي لا يمكن إدراجها في النموذج لعدم توفر Accédez aux البيانات، أو أخطاء في القياس في البيانات، أو العشوائية الموجودة في السلوك البشري.

2- الفرضيات الاحتمالية التي يقوم عليها النموذج الخطى البسيط:

إن الطريقة المستعملة في تقدير معاملات نموذج الانحدار الخطي البسيط هي طريقة المربعات الصغرى العادية "OLS"، التي تم وضعها من طرف: CARL FRIEDRICH GAUSS، بناءا على بعض الفرضيات التي تجعل منها الطريقة الأكثر استعمالا، و تدور هذه الفرضيات حول طبيعة وشكل المتغير العشوائي، وهي:

- لاء حول (Homoscedasticity). أي أن تشتت الأخطاء حول $V(\epsilon_t) = E(\epsilon_t^2) = \delta_\epsilon^2 \quad \forall t$ متوسطها معدوم .
- المشتركة بين الأخطاء (${
 m Cov}(\epsilon_i\epsilon_j)={
 m E}(\epsilon_i\epsilon_j)=0 \quad orall i
 eq j$ عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، أي أن التباينات المشتركة بين الأخطاء تكون معدومة.
 - $\nabla = (\mathbf{x}_t, \mathbf{x}_t) = 0$: عدم وجود ارتباط بين المتغير المستقل والمتغير العشوائي.
 - $\nabla = (0.8^2 \cdot 1)$ التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي هو التوزيع الطبيعي. فرضيات أخرى:
 - المتغیرات Y و X محددة بدون خطأ.
 - قيم المتغير X غير عشوائية.

ثانيا: مقدرات معلمات النموذج الخطي البسيط:

يتم تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط بطريقة المربعات الصغرى العادية (Ordinary Least Squares)، التي $\hat{\beta}$. $\hat{\alpha}$ تعطي مجموع مربعات انحراف القيم المقدرة عن القيم الحقيقية في أدنى قيمة لها.

مقدرات المعلمات بطريقة التقدير OLS (بدون برهان رياضي) مساوية دائما لـ:

$$\hat{\alpha} = \overline{Y} - \hat{\beta} \cdot \overline{X}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum X_t Y_t - n \overline{Y} \overline{X}}{\sum X_t^2 - n \overline{X}^2} = \frac{\sum (Y_t - \overline{Y}) \cdot (X_t - \overline{X})}{\sum (X_t - \overline{X})^2} = \frac{Cov(X_t.Y_t)}{V(X_t)}$$

<u>مثال:</u>

ترغب إحدى الشركات في تحديد العلاقة بين إنفاقها على الدعاية والاعلانات وعوائد المبيعات، كلاهما بالمليون دينار جزائري، فإذا كانت لدينا البيانات التالية عن تطور هاذين المتغيرين من 2014 إلى 2023 كمايلي:

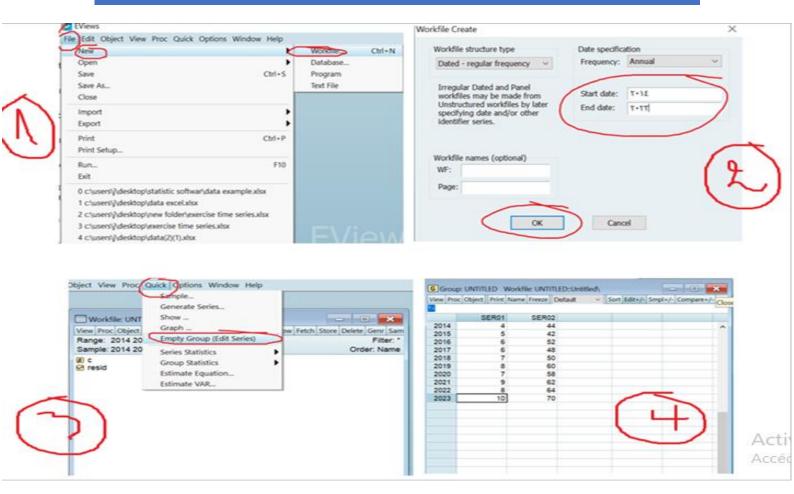
2023	2022	2021	2020	2019	2018	2017	2016	2015	2014	السنة
10	8	9	7	8	7	6	6	5	4	الاعلانات
70	64	62	58	60	50	48	52	42	44	المبيعات

المطلوب:

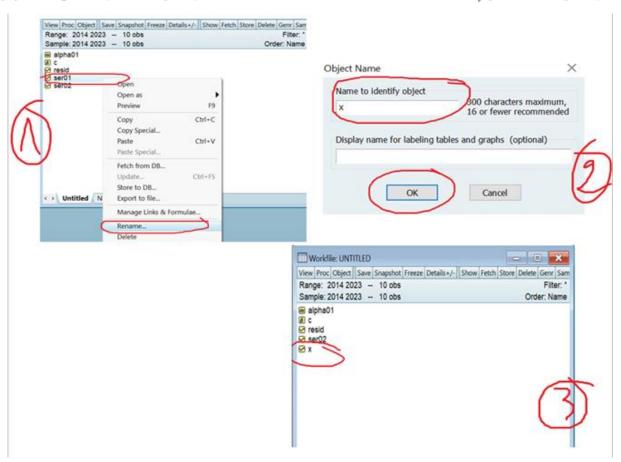
- 1- إدخال البيانات يدويا في برنامج EVIEWS.
- أنشئ ملف خارجي EXCEL خاص بهذه البيانات، ثم قم بتصديره إلى البرنامج الاحصائي EVIEWS.
 - 3- بالاستعانة ببرنامج EVIEWS:
 - أ- مثل بيانيا بيانات الجدول بسحابة النقاط، ماذا تستنتج؟
- ب- قدر النموذج الخطي البسيط الذي يقيس أثر الانفاق على الاعلانات على عوائد المبيعات في هذه الشركة، وفسر النتائج.
 - ت- حساب القيم المقدرة Ŷ واستنتاج بواقي التقدير .e.

الحل:

1- ادخال لبيانات يدويا: يتم من خلال الأوامر التالية المرقمة من 1-4



بعد الانتهاء من المرحلة 4 نقوم بتسمية المتغيرات وذلك بالضغط على الزر الأيمن للفأرة فيظهر مايلى:



2) تصدير البيانات من خلال ملف خارجي EXCEL:

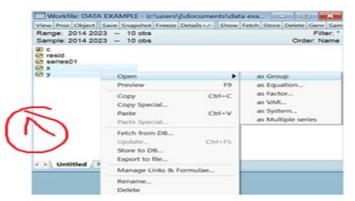
كما تم التطرق إليه في المحاضرة 1، توجد عدة طرق لاستيراد ملف خارجي، إلاّ أننا في هذا التمرين سوف نعتمد على الطريقة الأقصر في استيراد الملف.

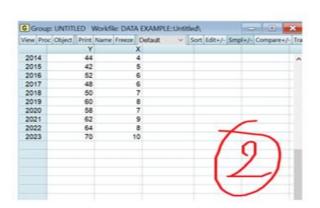
File → Import → Import from file → نختار نوع الملف → ok

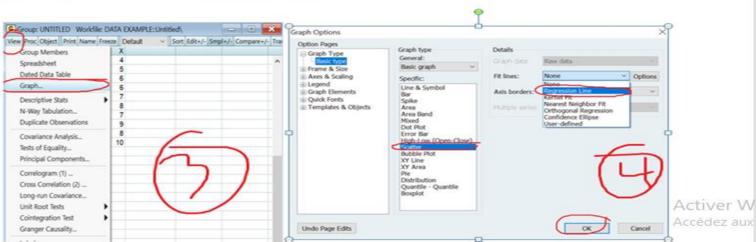
باتباع هذه التعليمات، برنامج EViews يقوم باستيراد الملف مباشرة وإدخال البيانات.

3- العمل على البرنامج:

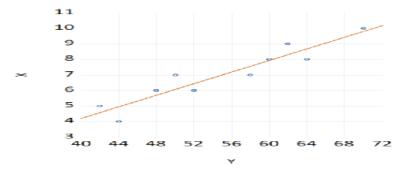
أ- التمثيل البياني بسحابة النقاط (Scatter) لبيانات الجدول:





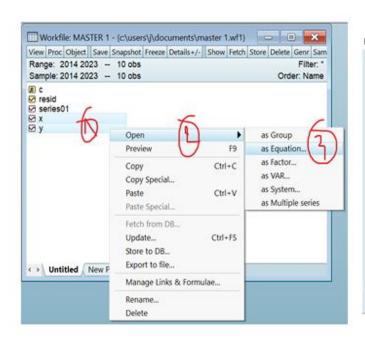


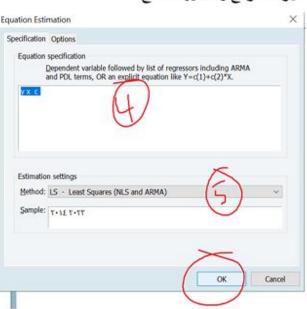
بعد هذه المراحل الأربعة يظهر الشكل البياني المطلوب كالتالي:

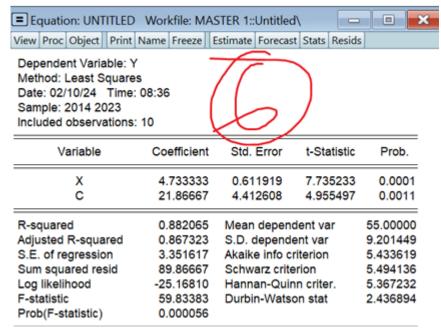


من خلال سحابة النقاط نجد أن العلاقة بين الانفاق على الاعلانات وعوائد مبيعات الشركة علاقة خطية، أي أنه يمكننا التعبير عنها بخط انحدار يمر بين مختلف الثنائيات المشكلة من قيم الانفاق على الاعلانات وقيم عوائد المبيعات، هذا من جهة، ومن جهة أخرى نجد أن هذه العلاقة هي علاقة طربة، بحكم أن زيادة الانفاق على الاعلانات تؤدي إلى زيادة عوائد الأرباح في هذه الشركة. وهو ما سنتأكد منه من خلال إشارة معامل الانحدار الذي سنحسبه لاحقا.

ب- تقدير النموذج وتفسير النتائج:







تفسير النتائج:

من الناحية الاقتصادية:

- تشير المعلمة â = 21.86 إلى وجود مقدار ثابت من عوائد المبيعات مقداره 21.86 مليون دج لا يتأثر بتغير الانفاق على الاعلانات.
- تشير المعلمة $\hat{\beta} = +4.73$ إلى وجود علاقة طردية بين الانفاق على الاعلانات وعوائد المبيعات من جهة، وأن كل تغير في الانفاق على الاعلانات بوحدة واحدة يؤدي إلى تغير عوائد المبيعات في نفس الاتجاه بـ: 4.73 وحدة.

من الناحية الإحصائية:

• اختبار ستودنت t- statistic :

يستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوبة الجزئية لمعلمات النموذج عند مستوى معنوبة معين، حيث نختبر المعنوبة الاحصائية لمعامل الانحدار (β)، والتي تسمح بالحكم على معنوبة العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل، كما نختبر المعنوبة الاحصائية للحد الثابت (α)، والتي تسمح بالحكم على جدوى وجود الحد الثابت في النموذج من عدمها.

لا بالنسبة لـ: β

يأخذ اختبار STUDENT الشكل التالى:

$$\begin{cases} H_0: \beta = 0 \\ H_1: \beta \neq 0 \end{cases}$$

إحصائية STUDENT المحسوبة:

$$St_{cal} = \left| \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\hat{\delta}_{\hat{\beta}}^2}} \right| = \left| \frac{4.73}{0.6119} \right| = 7.73$$

إحصائية STUDENT المجدولة:

$$St_{n-2}^{\frac{\alpha}{2}} = St_{10-2}^{\frac{5}{2}} = St_8^{2.5\%} = 2.306$$

القرار: نلاحظ أن $St_{cal} \geq St_{tab}$ ، وبالتالي نقبل الفرضية $0 \neq \beta$ ، أي وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين الانفاق على الاعلانات وعوائد المبيعات في هذه الشركة. وما يعزز هذا القرار قيمة الاحتمال المرافقة لاحصائية ستودنت Prob = 0.0001 وهي أقل من 5%.

α: بالنسبة لـ و

يأخذ اختبار STUDENT الشكل التالي:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 0 \\ H_1 : \alpha \neq 0 \end{cases}$$

Activer W Accédez aux

إحصائية STUDENT المحسوبة:

$$St_{cal} = \left|\frac{\hat{\alpha}}{\sqrt{\hat{\delta}_{\hat{\alpha}}^2}}\right| = \left|\frac{21.86}{4.4126}\right| = 4.95$$

إحصائية STUDENT المجدولة:

$$St_{n-2}^{\frac{\alpha}{2}} = St_{10-2}^{\frac{5}{2}} = St_8^{2.5\%} = 2.306$$

القرار: نلاحظ أن $St_{cal} \geq St_{tab}$ ، وبالتالي نقبل الفرضية $0 \neq 0$ ، أي وجود الحد الثابت في النموذج له دلالة احصائية. وما يعزز هذا القرار قيمة الاحتمال المرافقة لاحصائية ستودنت 2001 = 0.001 وهي أقل من 5%.

اختبار فیشر F- statistic:

یکون اختبار FISHER عند مستوی معنوبه $\alpha = 5\%$ کما یلی:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = \beta = 0 \\ H_1 : \alpha \neq 0 \quad \forall \beta = 0 \end{cases}$$

إحصائية FISHER المحسوبة، كما يتضح من خلال نتائج التقدير هي:

$$F_{cal} = \frac{R^2 / 2 - 1}{(1 - R^2) / n - 2} = \frac{0.8820 / 1}{(1 - 0.8820) / 10 - 2} = 59.83$$

إحصائية FISHER المجدولة:

$$F_{(1,n-2)}^{\alpha=5\%} = F_{(1,8)}^{\alpha=5\%} = 5.318$$

القرار: نلاحظ أن $F_{cal} \geq F_{tab}$ ، وبالتالي نقبل الفرضية $\beta=0 \quad \lor \quad \beta=0$ ، أي أن النموذج ككل له معنوبة إحصائية عند مستوى $C_{cal} \geq F_{tab}$ ، وما يعزز هذا القرار قيمة الاحتمال المرافقة لاحصائية فيشر $C_{cal} = 0.0000$ وما يعزز هذا القرار قيمة الاحتمال المرافقة لاحصائية فيشر $C_{cal} = 0.0000$ ومي أقل من 5%.

تحليل التباين ومعامل التحديد

يتكون جدول تحليل التباين من ثلاث أجزاء كما يلي:

(TOTAL SUM OF SQUARES (TSS)). مجموع مربعات الانحرافات الكلية $\sum (Y_t - \overline{Y})^2$

(EXPLAINED SUM OF SQUARES (ESS)). مجموع مربعات الانحرافات المفسرة $\sum (\hat{Y}_t - \overline{Y})^2$

(RESIDUAL SUM OF SQUARES (RSS)) مجموع مربعات البواقي $\sum e_{t}^{2}$

ومنه يمكن إعادة صياغة معادلة تحليل التباين على النحو التالى:

$$TSS = ESS + RSS$$

انطلاقا من معادلة تحليل التباين يمكن استخلاص مؤشر تقاس به القدرة التفسيرية للنموذج، والمتمثل في ما يعرف بمعامل التحديد (-R squared)، والذي نرمز له بالرمز R^2 ، وهو مؤشر يقيس النسبة المفسرة من التغير الكلي بدلالة خط الانحدار، أي نسبة مجموع مربعات الانحرافات المفسرة إلى مجموع مربعات الانحرافات الكلية، تتراوح قيمته بين الصفر والواحد، أي: $R^2 \ge 0$ ، فكلما اقترب R^2 من الواحد، تكون للنموذج قدرة تفسيرية عالية، وكلما اقترب من الصفر ، دل ذلك على ضعف القدرة التفسيرية للنموذج. بصيغة رياضية يكتب معامل التحديد كما يلى:

$$R^{2} = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum (\hat{Y}_{t} - \overline{Y})^{2}}{\sum (Y_{t} - \overline{Y})^{2}}$$

أو بطريقة أخرى:

$$R^{2} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum e_{t}^{2}}{\sum (Y_{t} - \overline{Y})^{2}}$$

أما جدول تحليل التباين ANALYSIS OF VARIANCE (ANOVA) فيأخذ الشكل التالى:

متوسط المربعات	درجة الحرية	مجموع المربعات	مصدر التغير
$\sum (\hat{Y}_t - \overline{Y})^2 / 1$	1	$ESS = \sum (\hat{Y}_t - \overline{Y})^2$	المتغير المستقل X
$\sum e_t^2/n-2$	n-2	$RSS = \sum e_t^2$	البواقي e
	n-1	$TSS = \sum (Y_t - \overline{Y})^2$	المجموع

Activer W Accédez aux

من خلال نتائج برنامج EViews نجد:

االلبيليل

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_t^2}{\sum (Y_t - \overline{Y})^2} = 1 - \frac{89.86}{762} = 1 - 0.1179 = 0.8820$$

بعبارة أخرى، معامل التحديد يحسب مباشرة من برنامج إفيوز بالصيغة التالية:

$$\mathbf{R} - \mathbf{squared} = 1 - \frac{Sum\ squared\ resid}{(S.\ D.\ dependent\ var)^2\ .\ (n-1)} = 1 - \frac{89.86667}{(9.201449)^2\ .\ (10-1)} = 1 - \frac{89.86667}{762} = \mathbf{0.8820}$$

ت- حساب القيم المقدرة Ŷ واستنتاج بواقي التقدير ،e:

Activer W

Accédez aux

باستخدام برنامج EViews يتم استخراج القيم المتوقعة للمتغير التابع وبواقي التقدير بتطبيق التعليمات التالية:

Table Estimation \rightarrow View \rightarrow Actual, Fitted, Residual \rightarrow Actual, Fitted, Residual Table \rightarrow ok.

