سلسلة استخدام الحاسوب في الإحصاء

# تطبيقات في الاقتصاد القياسي

## باستخدام برنامج EViews

المستوى الأول

الدكتور أحمد أديب أحمد

كلية الاقتصاد – جامعة تشرين



سورية 2020

سلسلة استخدام الحاسوب في الإحصاء

# تطبيقات في الاقتصاد القياسي

# باستخدام برنامج EViews

## المستوى الأول

الدكتور أحمد أديب أحمد

كلية الاقتصاد – جامعة تشرين

سورية 2020

**تطبيقات في الاقتصاد القياسي باستخدام برنامج EViews – المستوى الأول**
**المؤلف: الدكتور أحمد أديب أحمد**
**الطبعة الأولى 2020 م**
**طبع هذا الكتاب بقرار موافقة وزارة الإعلام رقم 120554**
**سورية – اللاذقية**

# تمهيد

يهتم هذا الكتاب بتبسيط عملية التعلم الذاتي على برنامج EViews من خلال التطبيق المباشر خطوة بخطوة مع الباحث المبتدئ، وذلك لأهمية هذا البرنامج في تقدير النماذج القياسية.

فالاقتصاد القياسي مهمته قياس العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية من خلال بيانات حقيقية، وهو يهدف إلى:

1) البرهان على علمية النظرية الاقتصادية أو اختبارها.
2) تفسير الظواهر الاقتصادية (القياس عندما لا تكون هناك نظرية).
3) التنبؤ بقيم المتغيرات الاقتصادية في المستقبل.
4) إعداد السياسات الاقتصادية وتقييمها.

هنا لابد من الانطلاق من الإحصاء الوصفي الذي يهتم بتجميع البيانات الاقتصادية، وتبويبها في جداول أو عرضها في أشكال بيانية توضح سلوكها، وحساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت وكذلك اختبار توزع البيانات المدروسة، لذلك يبدأ الكتاب بالتعريف ببرنامج EViews وآلية إنشاء الملفات وتكوين السلاسل الزمنية، بالإضافة إلى شرح مبسط لإيجاد الإحصاءات الوصفية واختبار الفرضيات.

كما أنه لابد من القياس الإحصائي للعلاقات البسيطة من خلال الارتباط البسيط والانحدار البسيط، لذلك كان من المهم شرح كيفية تقدير نموذج الانحدار البسيط في برنامج EViews.

ولأن الاقتصاد القياسي يقوم باستخدام البيانات لقياس معلمات العلاقات الاقتصادية كي يفسر التغير في سلوك المتغيرات الاقتصادية، ونظراً للتداخل بين آثار المتغيرات المستقلة التفسيرية عند تأثيرها على ظاهرة اقتصادية معينة يصبح من الضروري دراسة نماذج الانحدار المتعدد والنماذج ذات المعادلات المتعددة وتطبيقها المباشر في برنامج EViews.

ومما يتميز به الاقتصاد القياسي دراسة حد الخطأ العشوائي، الذي انطلقت فكرة إدخاله في النماذج القياسية من وجود متغيرات تفسيرية أخرى لم تعتمد في النموذج المقترح، مما يولد نوعين من الأخطاء:

1) خطأ المعادلة (خطأ الحذف): والذي يعود لاختلاف المعادلة المستخدمة في التقدير عن المعادلة الحقيقية التي تمثل العلاقة، وقد يكون السبب في ذلك: عدم مناسبة الشكل الرياضي المستخدم، أو أخطاء التجميع، أو حذف بعض المتغيرات بسبب عدم معرفة الباحث بها أو عدم قابليتها للقياس أو غياب البيانات الخاصة بها أو عدم دقة البيانات الموجودة أو عشوائية بعضها بحيث لا يمكن التنبؤ بحدوثه.
2) خطأ المشاهدة (خطأ القياس): والذي يعود إلى عدم اكتمال أساليب جمع البيانات، أو الخطأ عند المعالجة الإحصائية للبيانات مما يؤدي إلى انحراف القيم المشاهدة عن الخط المقدر.

ما سبق يستدعي منا ضرورة التعرف على طرق الكشف عن المشكلات المتعلقة بحد الخطأ العشوائي وآلية معالجتها، بالإضافة إلى دراسة التعامل مع المتغيرات الصورية باستخدام برنامج EViews.

ويعد هذا الكتاب بمستواه الأول تمهيداً جيداً للمستوى الثاني الذي يدخل بالتفصيل في دراسة السلاسل الزمنية والتنبؤ. لذلك أرجو للباحث الكريم المطلع على هذا الكتاب أن يحقق الفائدة المرجوة منه.

**والله ولي التوفيق**

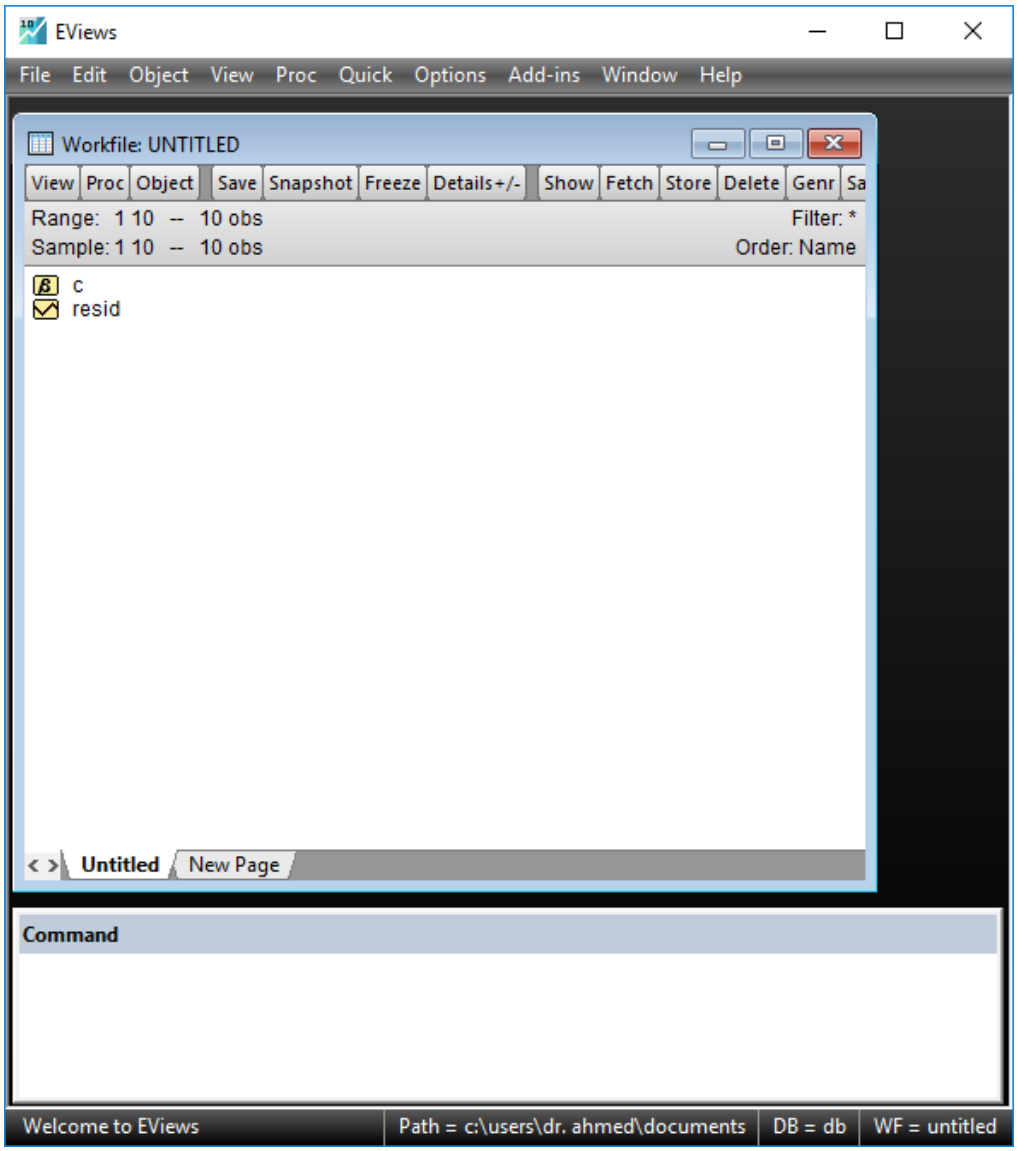
***المؤلف***

# مقدمة في برنامج EViews

## واجهة البرنامج:

تتألف واجهة البرنامج مما يأتي:

1) شريط العنوان.
2) شريط القوائم المنسدلة.
3) مساحة العمل Workfile.
4) مربع الأوامر Command.
5) شريط الحالة: وأهم ما يظهر فيه كما نلاحظ في الصورة المرفقة: مسار الملف، وقاعدة البيانات الافتراضية، واسم ملف العمل النشط.



## واجهة الترحيب (البداية):

عند فتح البرنامج تظهر واجهة تتضمن ثلاثة أقسام:

1) قسم أدوات العمل EViews Workfiles وفيه ثلاث أوامر:
   أ- Create a new EViews workfile لإنشاء ملف عمل جديد.
   ب- Open an existing EViews workfile لفتح ملف عمل موجود.
   ج- Open a foreign file (such as Excel) لفتح ملف بتنسيق آخر (مثل اكسل).
2) Support للحصول على المساعدة والتعليمات.
3) Recent files قائمة بآخر خمسة ملفات تم فتحها عبر البرنامج.

ويوجد خيار Show this screen on startup لإظهار هذه الواجهة عند فتح البرنامج أو عدم إظهارها.

## إنشاء ملف عمل جديد:

لدينا خيارات متعددة لإنشاء ملف عمل جديد:

1) اختيار الأمر Create a new EViews workfile من واجهة البداية.
2) اتباع الخطوات الآتية باستخدام القوائم المنسدلة: File → New → Workfile.
3) الضغط على مفتاحي Ctrl +N.

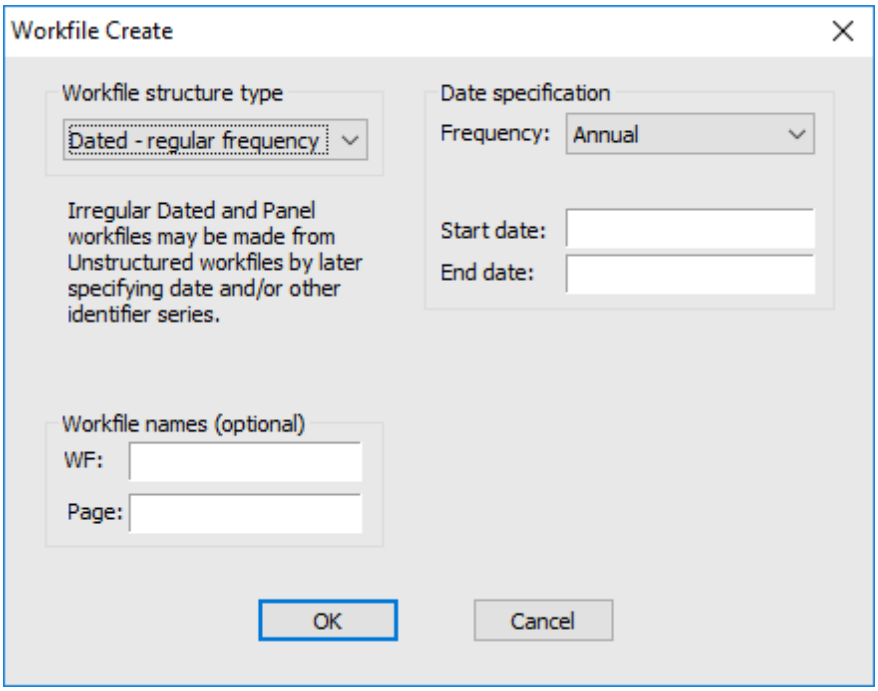
وفي كل الحالات يظهر مربع حوار Workfile Create ويتضمن الأقسام الآتية:

1) القسم الأول Workfile structure type لتحديد نوع البيانات وفيه ثلاثة خيارات:

أ- Unstructured / Undated للبيانات المقطعية.

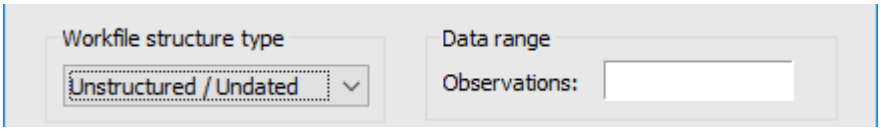
ب- Dated-regular frequency لبيانات السلاسل الزمنية.

ج- Balanced Panel للبيانات الطولية المجمعة (بيانات البانل).

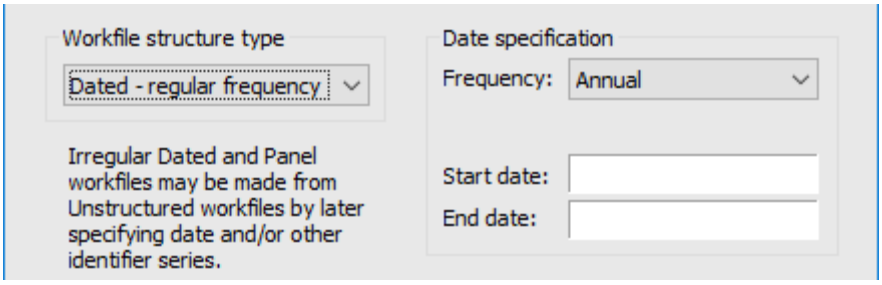



2) القسم الثاني: لتحديد مدى البيانات، وهو يختلف تبعاً لاختيار نوعها في القسم الأول حيث:

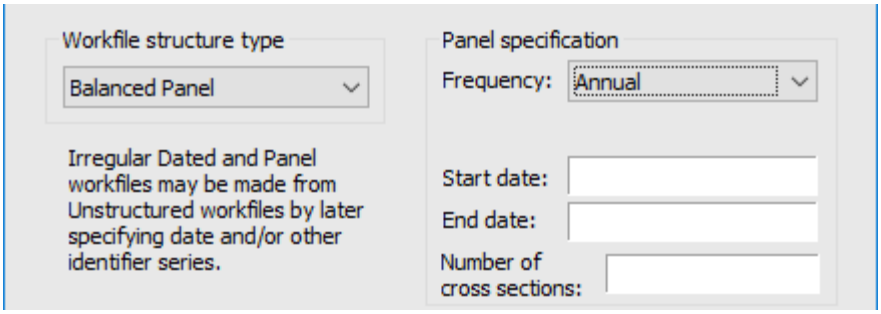
أ- يسمى Data range في حال تم في القسم الأول اختيار البيانات المقطعية Unstructured/Undated، ويطلب إدخال عدد المشاهدات Observations.



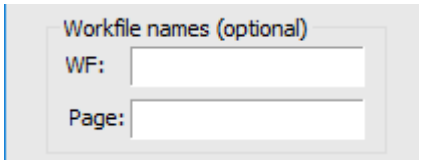

ب- يسمى Data specification في حال تم في القسم الأول اختيار بيانات السلاسل الزمنية Dated-regular frequency، ويطلب تحديد نوع السلسلة في قائمة Frequency وتاريخ بدئها Start date وتاريخ انتهائها End date.




ج- يسمى Panel specification في حال تم في القسم الأول اختيار بيانات البانل Balanced Panel، حيث يطلب البرنامج تحديد نوع السلسلة الزمنية وتاريخ بدئها وانتهائها وعدد المقاطع.

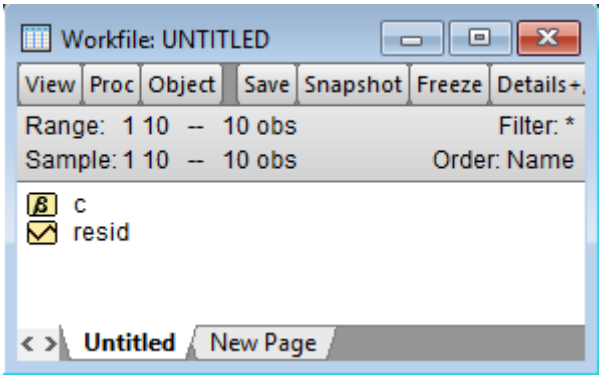



3) القسم الثالث: Workfile name وهو اختياري لتحديد اسم ملف العمل في الخانة WF.



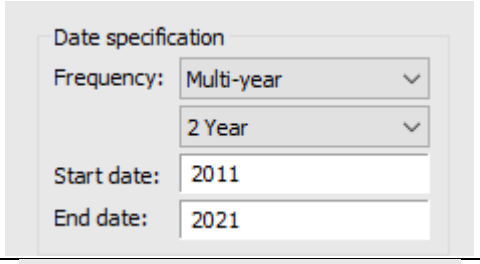

وعند إتمـــــام ملء معلومـــــات الملف والنقر على Ok تظهر نافذة ملف العمل وهي تحتوي أيقونتين أساسيتين هما: c ويمثل متجه المعلمات، و resid يمثل سلسلة البواقي.

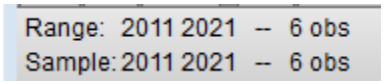
كما يسجل في أعلاه عدد المشاهدات obs وطول السلسلة Range، وتوجد فيها مجموعة من الأوامر الرئيسة والأوامر الفرعية.



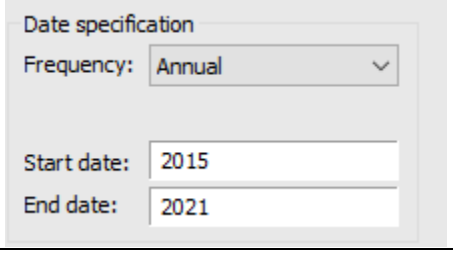

## الأنواع المتوفرة للسلسلة الزمنية:

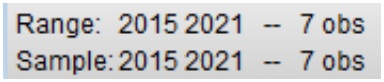
1) **Multi-year** عدة سـنوات، وهنا يطلب منا تحديد عدد السنوات التي تمثل مشاهدة واحدة (مثل: الزيتون الذي يحسب إنتاجه كل عامين سوياً، ونسبة إنجاز الخطة الخمسية التي تحسب كل خمس سنوات).



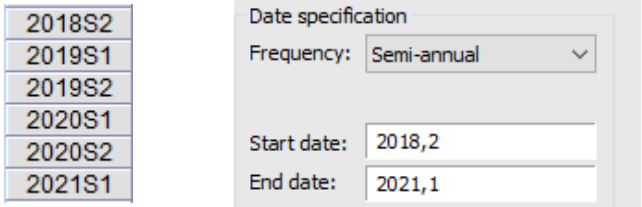




2) **Annual** سنوية.



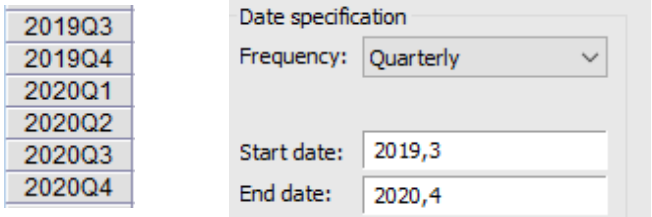



3) **Semi-annual** نصف سنوية.



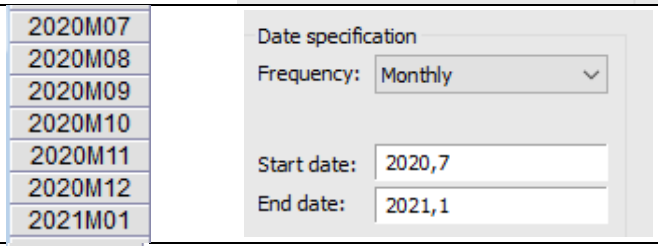

Range: 2018S2 2021S1 -- 6 obs
Sample: 2018S2 2021S1 -- 6 obs

4) **Quarterly** ربع سنوية (فصلية).



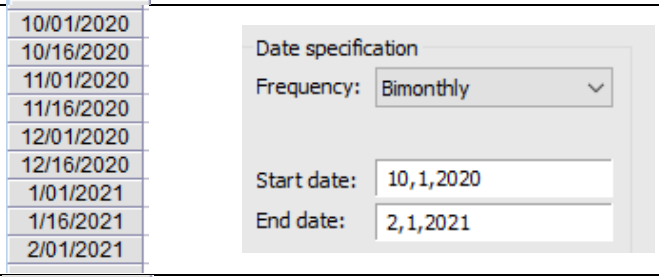

Range: 2019Q3 2020Q4 -- 6 obs
Sample: 2019Q3 2020Q4 -- 6 obs

5) **Monthly** شهرية.



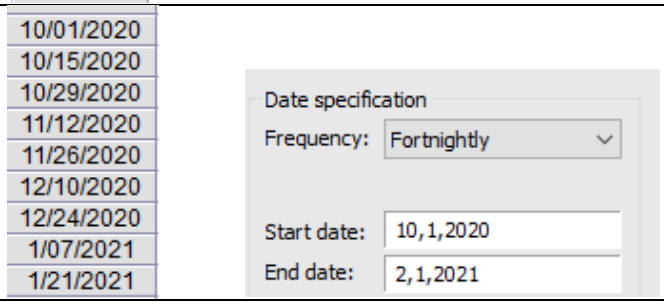

Range: 2020M07 2021M01 -- 7 obs
Sample: 2020M07 2021M01 -- 7 obs

6) **Bimonthly** نصف شهرية.



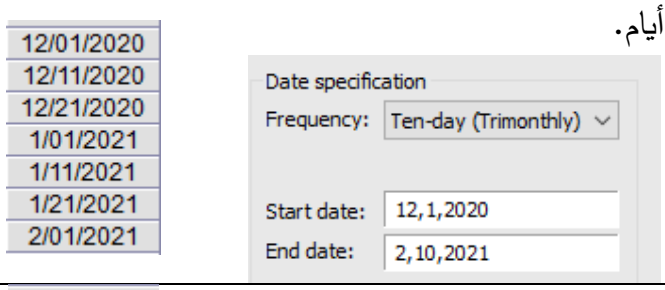

Range: 10/01/2020 2/01/2021 -- 9 obs
Sample: 10/01/2020 2/01/2021 -- 9 obs

7) **Fortnightly** مرة كل أسبوعين (14 يوم).



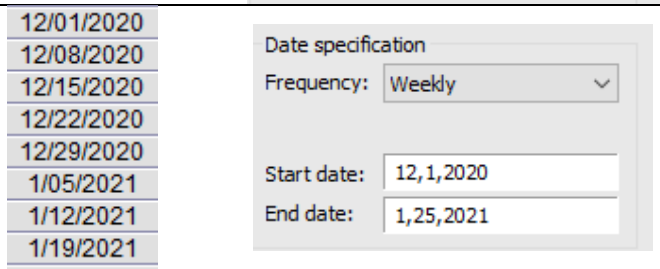

Range: 10/01/2020 1/21/2021 -- 9 obs
Sample: 10/01/2020 1/21/2021 -- 9 obs

8) **Ten-day (Trimonthly)** مرة كل عشرة أيام.




Range: 12/01/2020 2/01/2021 -- 7 obs
Sample: 12/01/2020 2/01/2021 -- 7 obs

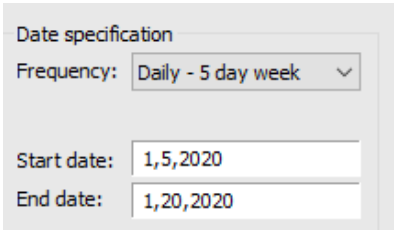
9) **Weekly** أسبوعية.




Range: 12/01/2020 1/19/2021 -- 8 obs
Sample: 12/01/2020 1/19/2021 -- 8 obs

10) **Daily – 5 days week** بيانات يومية (الأسبوع 5 أيام).

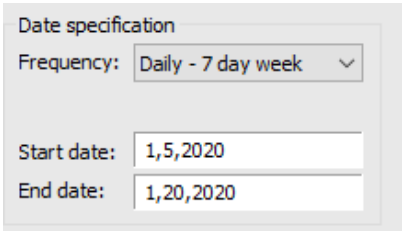
| |
|---|
| 1/06/2020 |
| 1/07/2020 |
| 1/08/2020 |
| 1/09/2020 |
| 1/10/2020 |
| 1/13/2020 |
| 1/14/2020 |
| 1/15/2020 |
| 1/16/2020 |
| 1/17/2020 |
| 1/20/2020 |




Range: 1/06/2020 1/20/2020 -- 11 obs
Sample: 1/06/2020 1/20/2020 -- 11 obs

11) **Daily – 7 days week** بيانات يومية (الأسبوع 7 أيام).

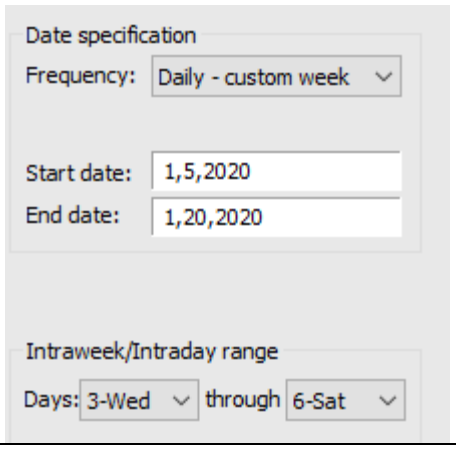
| |
|---|
| 1/05/2020 |
| 1/06/2020 |
| 1/07/2020 |
| 1/08/2020 |
| 1/09/2020 |
| 1/10/2020 |
| 1/11/2020 |
| 1/12/2020 |
| 1/13/2020 |
| 1/14/2020 |
| 1/15/2020 |
| 1/16/2020 |
| 1/17/2020 |
| 1/18/2020 |
| 1/19/2020 |
| 1/20/2020 |




Range: 1/05/2020 1/20/2020 -- 16 obs
Sample: 1/05/2020 1/20/2020 -- 16 obs

12) **Daily – custom week** بيانات يومية (أيام العمل مخصصة في الأسبوع).

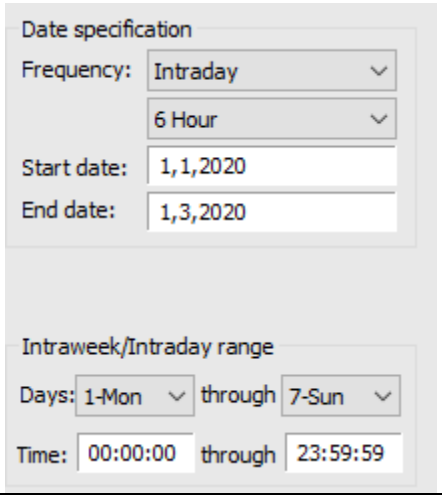
| |
|---|
| 1/08/2020 |
| 1/09/2020 |
| 1/10/2020 |
| 1/11/2020 |
| 1/15/2020 |
| 1/16/2020 |
| 1/17/2020 |
| 1/18/2020 |




Range: 1/08/2020 1/18/2020 -- 8 obs
Sample: 1/08/2020 1/18/2020 -- 8 obs

13) **Intraday** خلال اليوم (بيانات تبدأ في ساعة معينة من يوم معين، وتنتهي في ساعة معينة في يوم معين، نحدد ترددتها بالساعات أو بالدقائق أو بالثواني).

| |
|---|
| 1/01/2020 00:00 |
| 1/01/2020 06:00 |
| 1/01/2020 12:00 |
| 1/01/2020 18:00 |
| 1/02/2020 00:00 |
| 1/02/2020 06:00 |
| 1/02/2020 12:00 |
| 1/02/2020 18:00 |
| 1/03/2020 00:00 |
| 1/03/2020 06:00 |
| 1/03/2020 12:00 |
| 1/03/2020 18:00 |




Range: 1/01/2020 00:00 1/03/2020 18:00 -- 12 obs
Sample: 1/01/2020 00:00 1/03/2020 18:00 -- 12 obs

## فتح ملف عمل موجود:

لدينا خيارات متعددة لفتح ملف عمل موجود:

1) اختيار الأمر Open an existing EViews workfile من واجهة البداية.
2) اتباع الخطوات الآتية باستخدام القوائم المنسدلة: File → Open → EViews Workfile
3) الضغط على مفتاحي Ctrl +O.

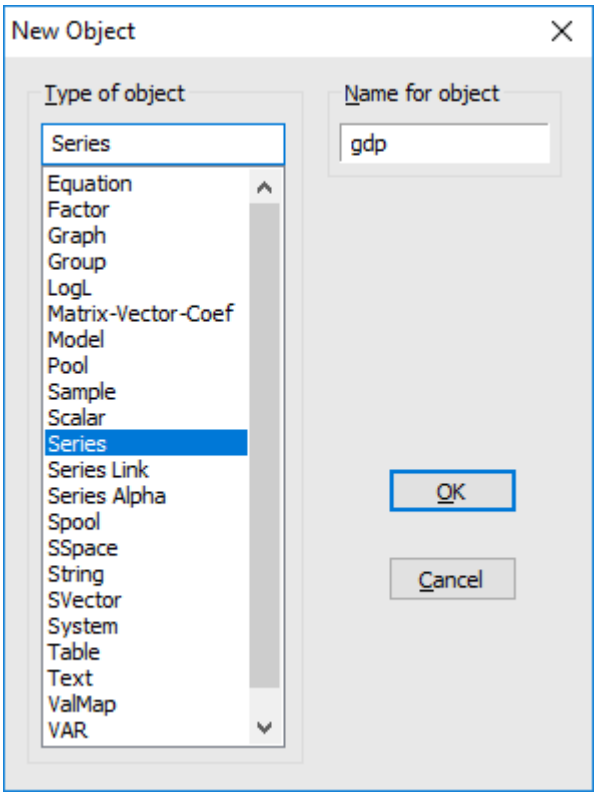
## إنشاء متغيرات جديدة:

يتم إنشاء سلسلة المتغيرات بإحدى الطريقتين الأتيتين:

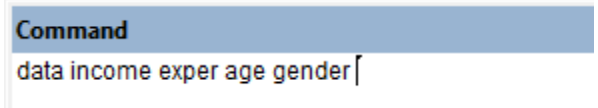
1) الطريقة الأولى: باتباع الخطوات الآتية لإدراج كائن جديد:

Object → New Object → Type of object (Series)

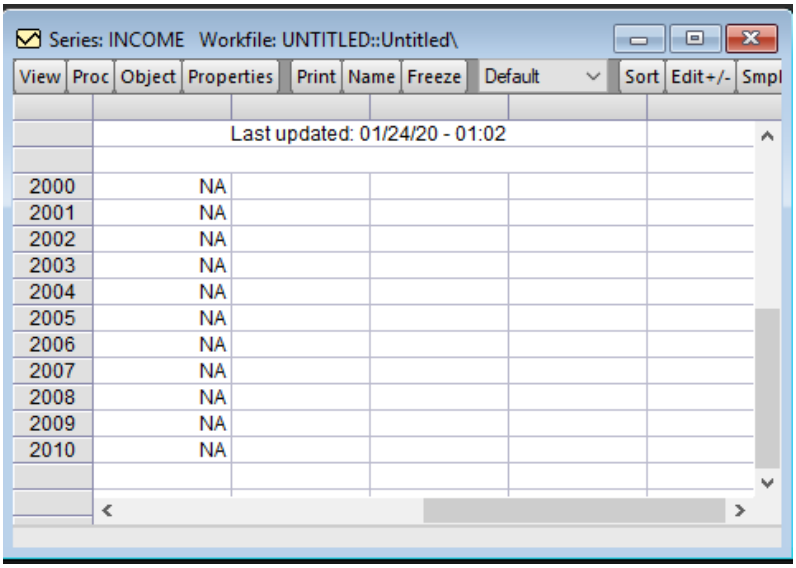
ثم نضع اسماً له في خانة Name for object ثم Ok.

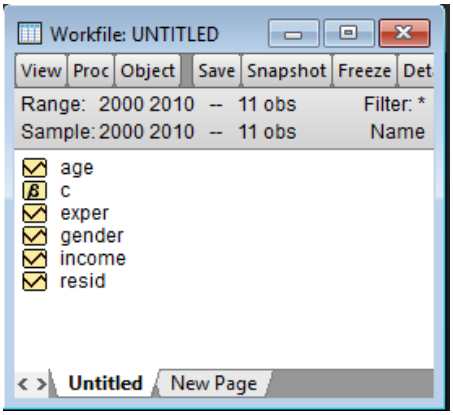



2) الطريقة الثانية: نكتب في مربع الأوامر Command الأمر (data) متبوعاً باسم المتغير أو المتغيرات المراد إنشاؤها، فينشئ المتغيرات بالأسماء المختارة.




في الحالتين تظهر في نافذة ملف العمل أيقونة لكل متغير، وبفتح كل منها سنجد أن عدد المشاهدات هو العدد الذي تم اختياره عند إنشاء ملف العمل ولكن المحتوى هو (NA) أي فارغة، لذلك يجب أن نقوم بملئها من خلال النقر على الأمر Edit+/- والبدء بعملية إدخال البيانات في الخلايا المخصصة لذلك.



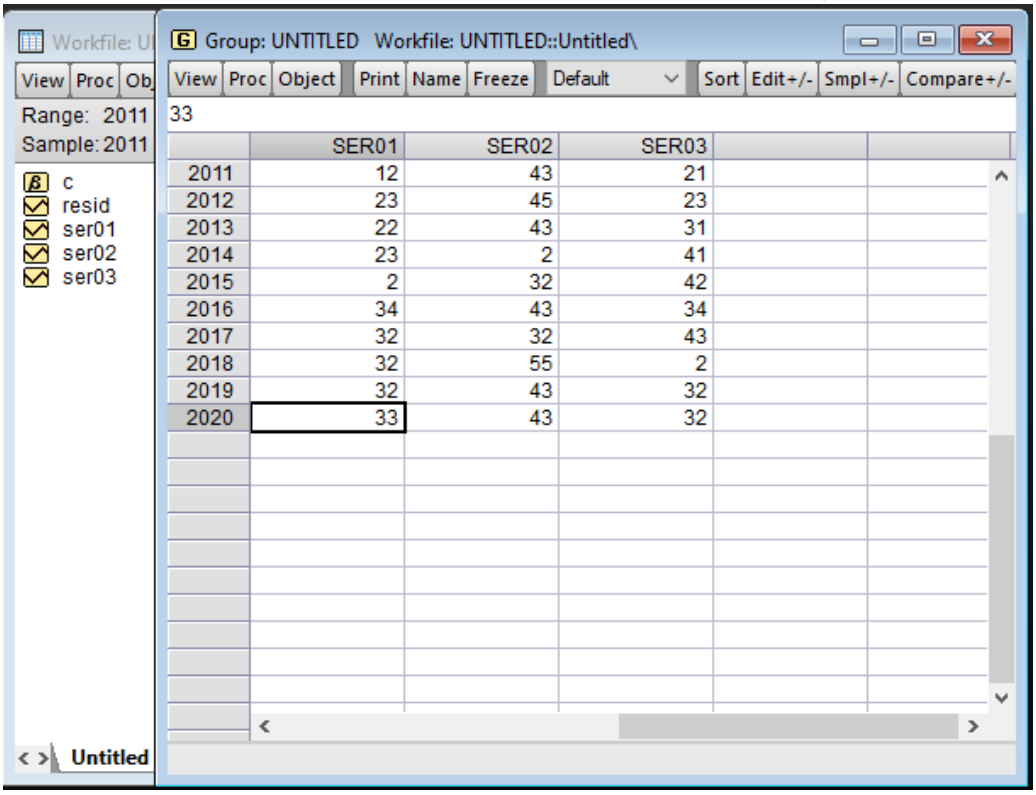

**ملاحظة:** يمكن نسخ البيانات من برنامج Word أو Excel ولصقها بالجدول بعد النقر على الأمر Edit+/-.

## إنشاء جدول يتضمن مجموعة متغيرات:

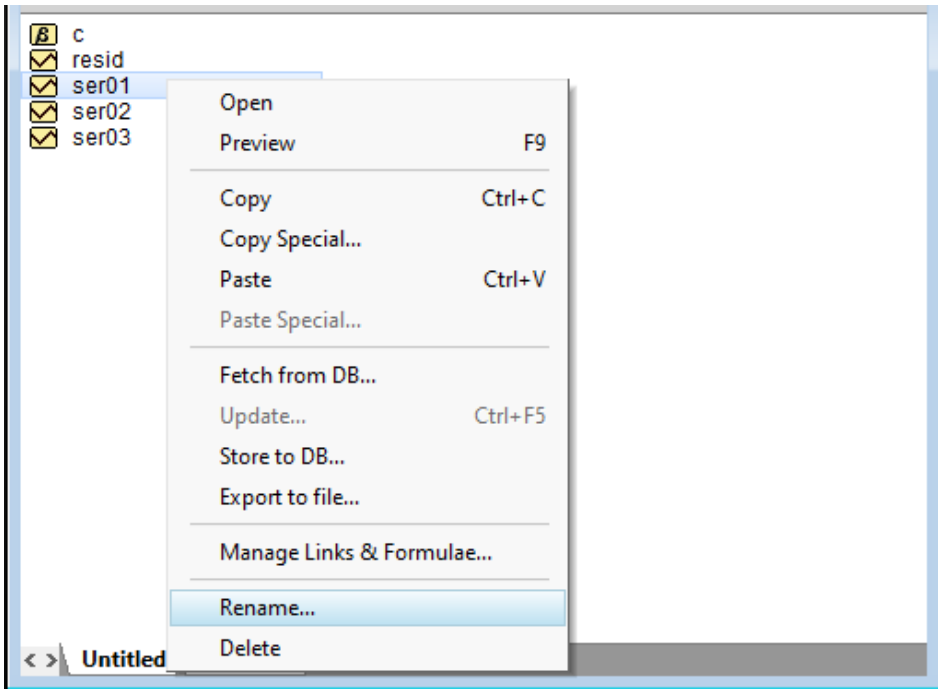
هناك طريقة لإدخال كامل جدول البيانات باتباع الخطوات الآتية:

1) نتبع الأوامر التالية في نافذة البرنامج: Quick → Empty Group (Edit Series)

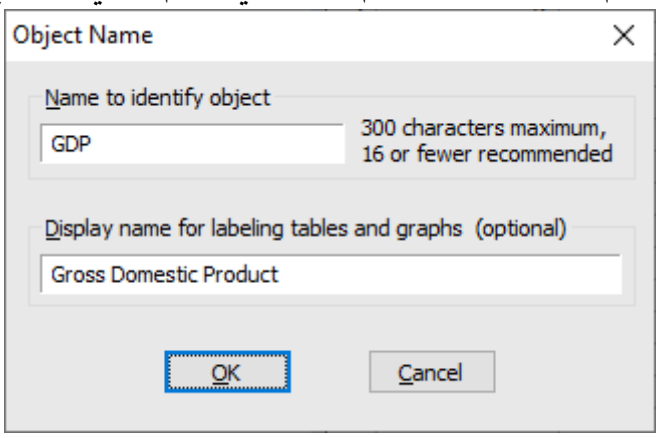
2) تفتح نافذة مجموعة وهي على شكل جدول نقوم فيه بملء البيانات تلقائياً حيث نخصص لكل متغير عموداً خاصاً يسمى بشكل تلقائي SER01, SER02, SER03.




3) يمكننا بعد ذلك إعادة تسمية المتغيرات التي تكون قد ظهرت تلقائياً في نافذة ملف العمل بالنقر بالزر الأيمن على اسم الملف واختيار الأمر Rename من القائمة المنسدلة كما يلي:




4) نكتب رمز المتغير في القسم الأول، ونكتب الاسم الكامل في القسم الثاني كما يلي:




## استيراد ملف خارجي:

قد تكون البيانات موجودة ضمن مصنف Excel ونريد استيرادها إلى برنامج EViews للعمل عليها.

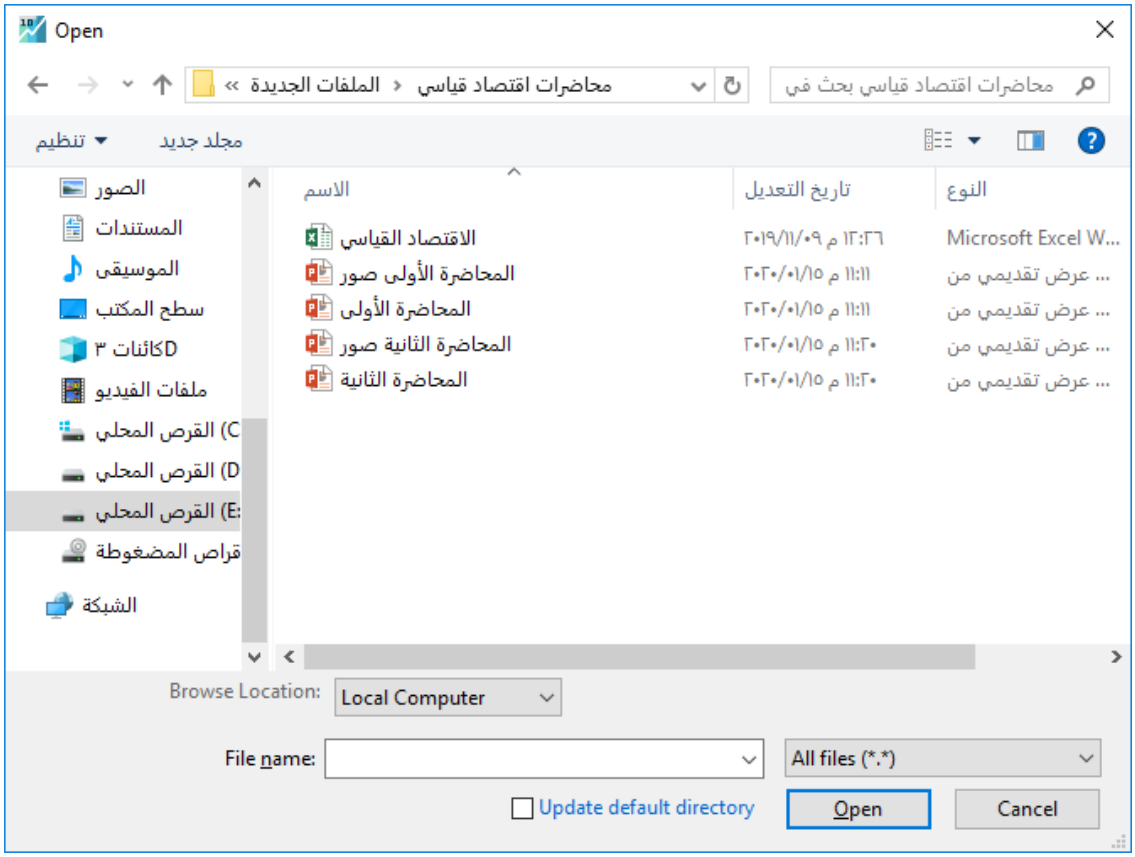
وهنا لدينا خيارات متعددة لاستيراد ملف عمل خارجي:

1) اختيار الأمر Open a foreign file (such as Excel) من واجهة البداية.

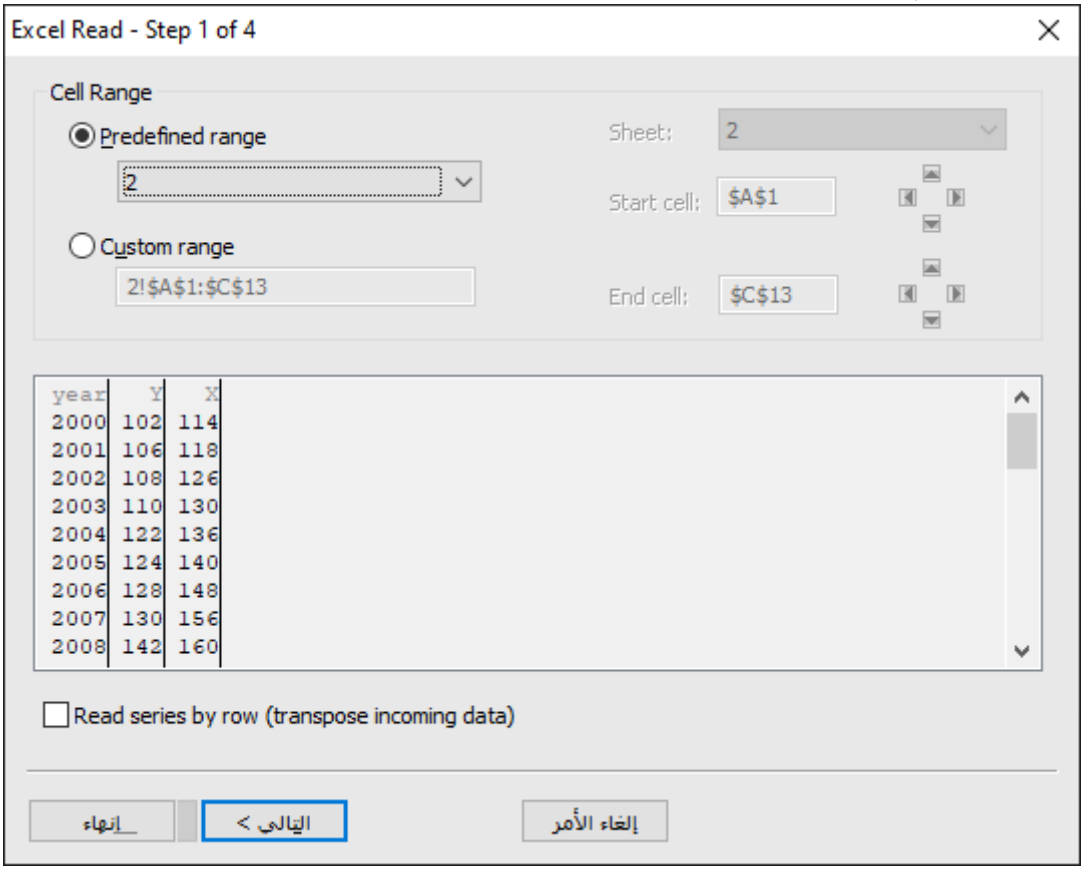
2) اتباع الخطوات الآتية باستخدام القوائم المنسدلة:

File → Open → Foreign Data as Workfile.

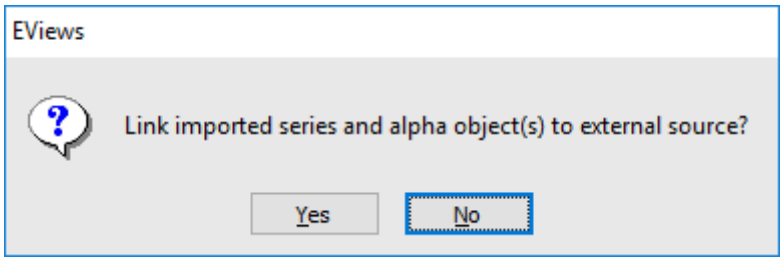
في كلا الحالتين يفتح مربع حوار نختار مكان الملف ونوعه ونحدده ثم Open.




إذا كـان المصنف يتضمن أكثر من ورقـة عمل علينـا تحـديد الورقـة في الخانة Predefined range، وإذا كانت ورقـة العمل تتضمن أكثر من جـدول علينـا تحديد نطاق البيانـات في الخانة Custom range، وإذا كانت البيانات مبوبة في صفوف نحدد الخيار Read series by row ليقرأها بشكل صحيح.



ولأننا بشكل عام ننظم بياناتنا بشكل جيد عبر Excel فإننا نادراً ما نحتاج للعمل مع هذه الخيارات لذلك نتابع من خلال زر Next حتى النهاية Finish حيث يظهر مربع حوار:




أي: هل تريد ربط السلسلة المستوردة والكائنات إلى مصدر خارجي؟ بمعنى أنه يسأل إن كنا نريد ربط ما نجريه من تغيرات بملف العمل على المصنف الذي تم استيراده، أم نجعل ملف العمل مستقلاً (وهو الخيار الأفضل) لذلك نختار الخيار No.

## استيراد بيانات إلى ملف العمل:

لدينا خيارات متعددة لاستيراد بيانات خارجية إلى ملف العمل:

1) اتباع الخطوات الآتية باستخدام القوائم المنسدلة:

File → Import → Import from file.

2) اتباع الخطوات الآتية باستخدام القوائم المنسدلة:

Proc → Import → Import from file.

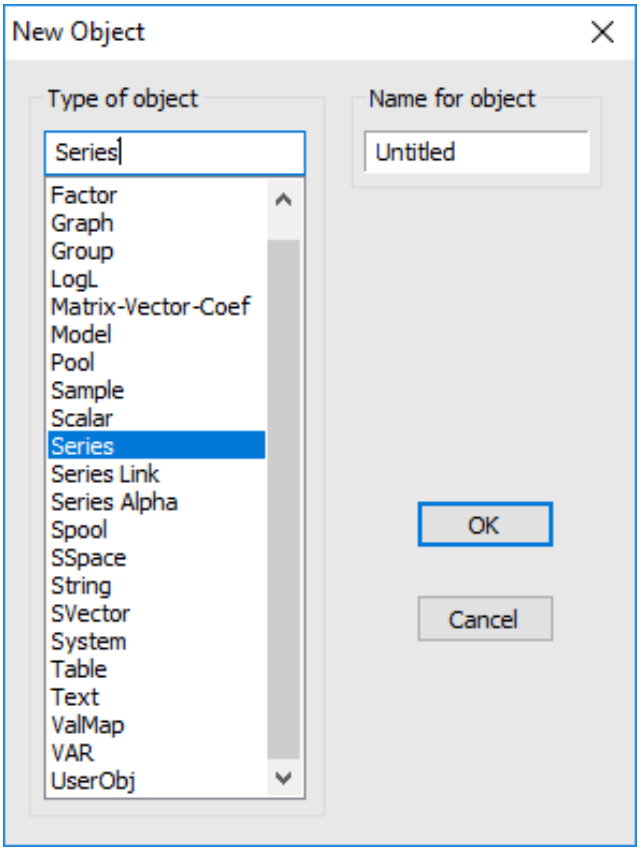
## أهم أنواع الكائنات الممكن ادراجها في ملف العمل:

يتم ادراج كائن جديد في نافذة ملف العمل من خلال الأمر New Object الذي نصل إليه إما بالنقر على الأمر New Object في القائمة Object، أو بالنقر بالزر الأيمن للماوس ضمن المساحة الفارغة البيضاء واختيار الأمر New Object، كما سبق وذكرنا.

ومن أهم الكائنات التي نحتاجها هي:

1) Equation معادلة.
2) Graph رسم بياني.
3) Group مجموعة متغيرات.
4) Matrix مصفوفة.
5) Vector متجه.
6) Coef معلمة.
7) Model نموذج.
8) Scalar قيمة عددية.
9) Series سلسلة.
10) Text ملف نصي.

كما يمكن إنشاء هذه الكائنات من خلال قائمة الأوامر المنسدلة، أو من خلال كتابة تعليمات خاصة في مربع الأوامر.




## أهم الدوال التي نحتاج تنفيذها في مربع الأوامر Command:

**1) العمليات الحسابية الجبرية:**

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| + | الجمع | – | الطرح | * | الضرب |
| / | القسمة | ^ | الأس | | |

**2) عمليات المقارنة:**

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| <> | لا يساوي | = | يساوي | >= | أكبر من أو يساوي |
| > | أكبر من | < | أصغر من | <= | أصغر من أو يساوي |

**3) العمليات المنطقية:**

- and عملية منطقية x and y تأخذ القيمة (1) إذا كان كل من x و y لا يساوي الصفر، والقيمة (0) فيما عدا ذلك.
- or عملية منطقية x or y تأخذ القيمة (1) إذا كان أيّ من x و y لا يساوي الصفر، والقيمة (0) فيما عدا ذلك.

**4) أهم الدوال الرياضية:**

- القيمة المطلقة: @abs(x)
- الدالة الأسية: @exp(x)
- تعطي القيمة x اذا تحقق الشرط y, s فيما عدا ذلك: @iff(s,x,y)

- المعكوس الضربي أي $\frac{1}{x}$: @inv(x)
- اللوغاريتم الطبيعي: @log(x)
- اللوغاريتم العشري: @log10(x)
- الجذر التربيعي: @sqrt(x)

**5) أهم دوال السلاسل الزمنية:**

- الإبطاء: (-k) أي …… x(-1) or x(-2) or
- المتقدم: (+k) أي …. x(+1) of x(+2) or
- الفرق الأول: d(x)
- الفرق رقم (n): d(x,n)
- الفرق رقم (n) مع الفرق الموسمي: d(x,n,s)
- الفرق الأول للوغاريتم الطبيعي: dlog(x)
- الفرق رقم (n) للوغاريتم الطبيعي: dlog(x,n)
- الفرق رقم (n) للوغاريتم الطبيعي مع الفرق الموسمي dlog(x,n,s)

**6) أهم الدوال الاحصائية:**

- معامل الارتباط: @cor(x,y)
- التغاير: @cov(x,y)
- حاصل ضرب قيمة x و y المتناظرة: @inner(x,y)
- حساب عدد المشاهدات غير المفقودة: @obs(x)
- حساب عدد المشاهدات المفقودة: @nas(x)
- الوسط الحسابي لقيم x: @mean(x)
- الوسيط لقيم x: @median(x)
- أصغر قيمة لـ x: @min(x)
- أكبر قيمة لـ x: @max(x)
- الربيع رقم q للسلسلة x: @quantile(x,q)
- الانحراف المعياري لقيم x: @stdev(x)
- التباين لقيم x: @var(x)
- الالتواء لقيم x: @skew(x)
- التفرطح لقيم x: @kurt(x)
- حاصل مجموع قيم x: @sum(x)
- حاصل ضرب قيم x: @prod(x)

- مجموع مربعات قيم x: @sumsq(x)
- المجموع التراكمي لقيم x: @cumsum(x)
- الضرب التراكمي لقيم x: @cumprod(x)
- الوسط الحسابي التراكمي لقيم x: @cummea(x)
- الانحراف المعياري التراكمي لقيم x: @cumstdev(x)
- التباين التراكمي لقيم x: @cumvar(x)
- مجموع مربعات قيم x التراكمي: @cumsumsq(x)
- مرتبة كل مشاهدة لقيم x: @ranks(x,o,t)

حيث: o تمثل نوع الترتيب ويأخذ قيمتين: a تصاعدي (وهو الافتراضي)، d تنازلي.

و t تستخدم في حال تساوي قيمتين أو أكثر ويأخذ القيم الأتية:

| | |
|---|---|
| i | يتجاهل التساوي ويتعامل كما لو أن القيمتين مختلفتان. |
| f | تعطي الترتيب حسب ترتيب القيمة الأولى من القيم المتساوية. |
| l | تعطي الترتيب حسب ترتيب القيمة الأخيرة من القيم المتساوية. |
| a | تعطي متوسط الرتب للقيم المتساوية (وهو افتراضي). |
| r | يعطي ترتيب القيم عشوائياً. |

## إنشاء متغيرات اعتماداً على متغيرات موجودة:

**1) الطريقة الأولى:**

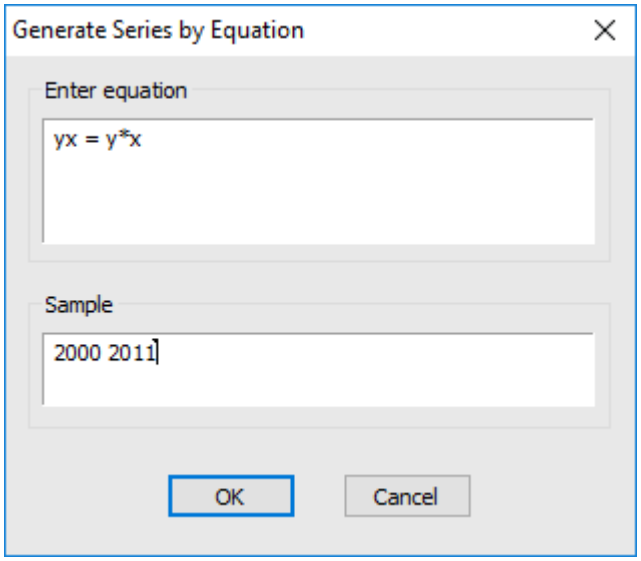
- في القوائم المنسدلة للبرنامج:

Quick → Generate Series

أو في نافذة ملف العمل:

Object → Generate Series

فيظهر مربع الحوار الآتي:




- نكتب في القسم Enter equation اسم المتغير الجديد ثم علامة المساواة ثم الدالة المطلوبة أو العملية الحسابية المطلوبة.

مثلاً: xx=x1+x2 أو أو: xx=@cumsum(x1) أو كما هو مبين في الصورة yx = y*x.

- نحدد السلسلة التي نريد تطبيق المتغير عليها (إن كانت كلها أو جزء منها).

**2) الطريقة الثانية:**

نكتب الأمر genr في مربع الأوامر Command ثم ندخل الصيغة كما يلي مثلاً:

genr xx=x1+x2 أو genr lny=(y) أو genr yx = y*x

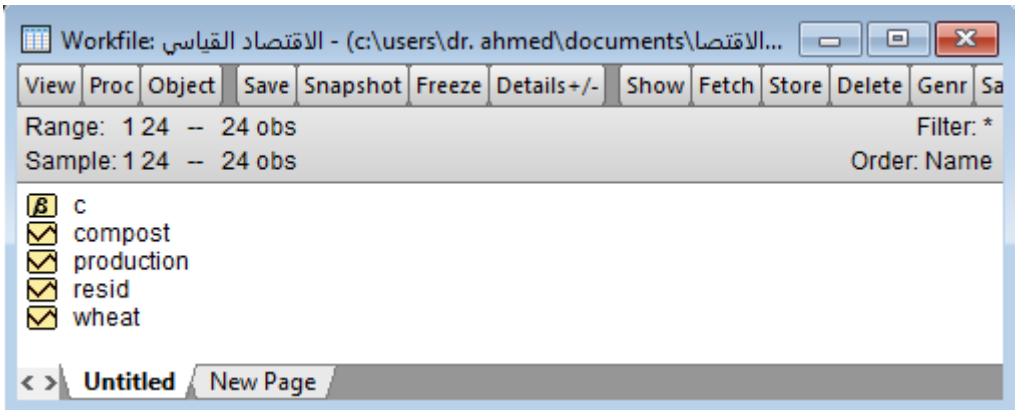
# الإحصاءات الوصفية

**تمرين (1):**

قام أحد الباحثين بإجراء تجارب حول إنتاج القمح بالأطنان باستخدام أربعة أنواع من الأسمدة خلال ست تجارب على كل سماد، وذلك بالنسبة للقمح القاسي والطري وكانت المعلومات التي حصل عليها كما يلي:

| كمية الإنتاج Production | نوع السماد Compost | نوع القمح Wheat | كمية الإنتاج Production | نوع السماد Compost | نوع القمح Wheat |
|---|---|---|---|---|---|
| 60 | A | 2 | 50 | A | 1 |
| 49 | A | 2 | 52 | A | 1 |
| 54 | A | 2 | 53 | A | 1 |
| 62 | B | 2 | 48 | B | 1 |
| 50 | B | 2 | 56 | B | 1 |
| 54 | B | 2 | 60 | B | 1 |
| 50 | C | 2 | 42 | C | 1 |
| 47 | C | 2 | 48 | C | 1 |
| 51 | C | 2 | 50 | C | 1 |
| 54 | D | 2 | 64 | D | 1 |
| 48 | D | 2 | 56 | D | 1 |
| 47 | D | 2 | 55 | D | 1 |

في EViews نعتبر متغير نوع القمح متغير وهمي (1 للقاسي و2 للطري)، ونوع السماء متغير رتبي (A=1, B=2, C=3, D=4).

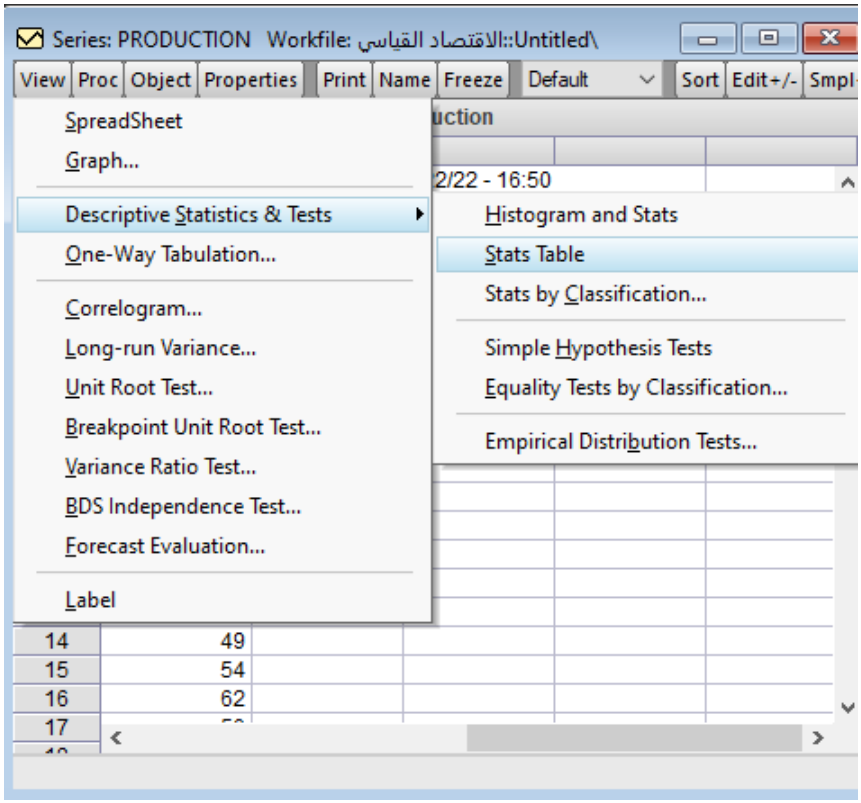



## الإحصاءات الوصفية لمتغير واحد:

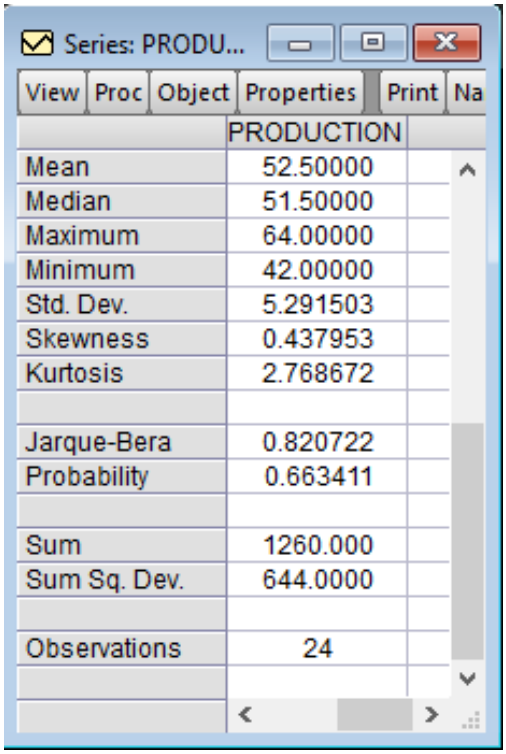
1) نفتح نافذة المتغير المراد الحصول على الإحصـــاءات الوصفيـــة الخاصة به Production بالنقر المزدوج عليه.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Stats Table




3) تظهر كافة الاحصاءات الوصفية وهي بالترتيب:



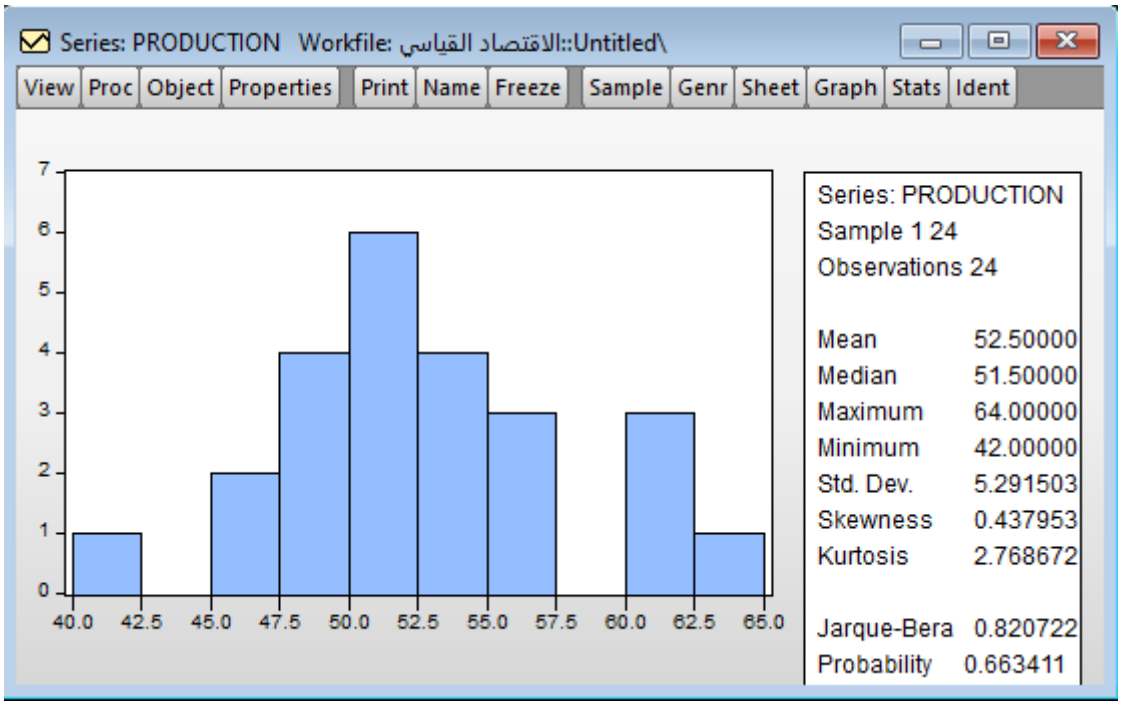

- الوسط الحسابي
- الوسيط
- أعلى قيمة
- أقل قيمة
- الانحراف المعياري
- الالتواء
- التفرطح
- اختبار التوزيع الطبيعي Jarque-Bera
- احتمال الدلالة
- مجموع القيم
- مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابي
- عدد المشاهدات

## الإحصاءات الوصفية مع المدرج التكراري لمتغير واحد:

1) نفتح نافذة المتغير المراد الحصول على الإحصاءات الوصفية الخاصة به بالنقر المزدوج عليه.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Histogram and Stats




3) لاختبار التوزيع الطبيعي نستخدم الاختبار Jarque-Bera حيث:

السلسلة تخضع للتوزيع الطبيعي: $H_0$

السلسلة لاتخضع للتوزيع الطبيعي: $H_1$

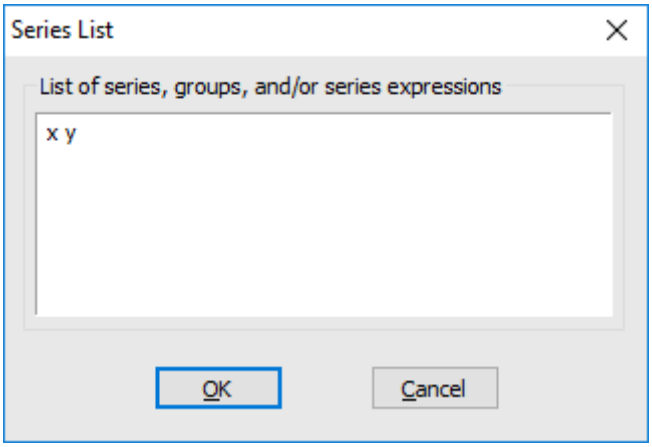
بالنظر إلى قيمة Probability فإننا نقبل $H_0$ إذا كانت قيمة احتمال الدلالة أكبر من قيمة مستوى الدلالة أي Probability > α، ونعتبر أن السلسلة المدروسة تخضع للتوزيع الطبيعي، وهو شرط من شروط تطبيقات الإحصاء المعلمي ومنها اختبار t وتحليل التباين ونماذج الانحدار الخطي.

## الإحصاءات الوصفية لعدة متغيرات:

1) نتبع الخطوات الآتية من خلال القوائم المنسدلة الرئيسة للبرنامج:

Quick → Group Statistics → Descriptive Statistics → Common Sample

2) يظهر مربع حوار نكتب فيه أسماء المتغيرات (مثلاً X Y Z إلخ...) ثم OK.



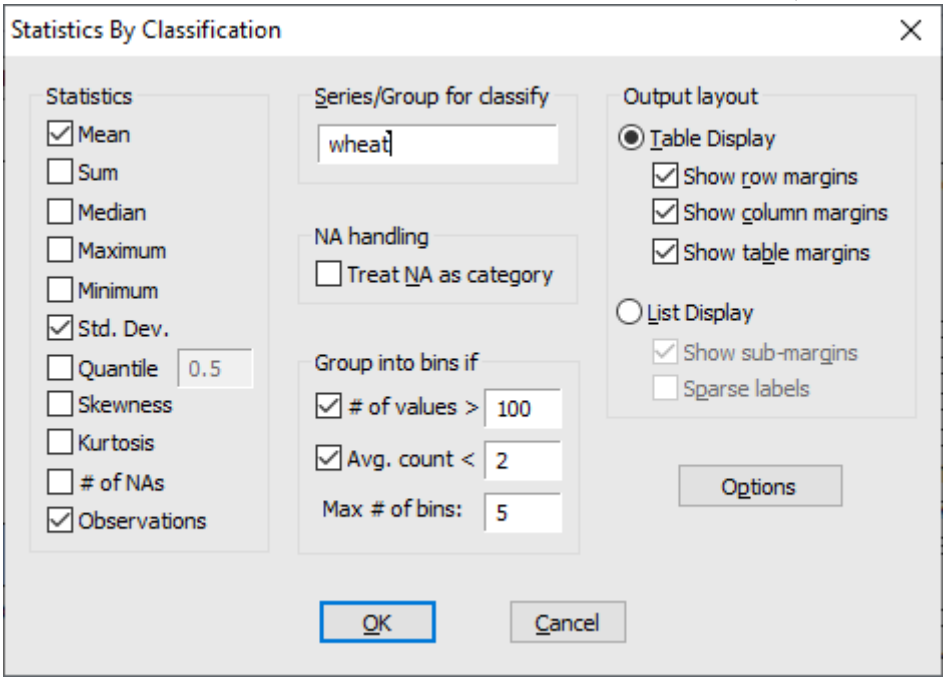
## الإحصاءات الوصفية لمتغير وفق تصنيف متغير نوعي:

1) نفتح نافذة المتغير المراد إيجاد الإحصاءات الوصفية الخاصة به.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Stats by Classification

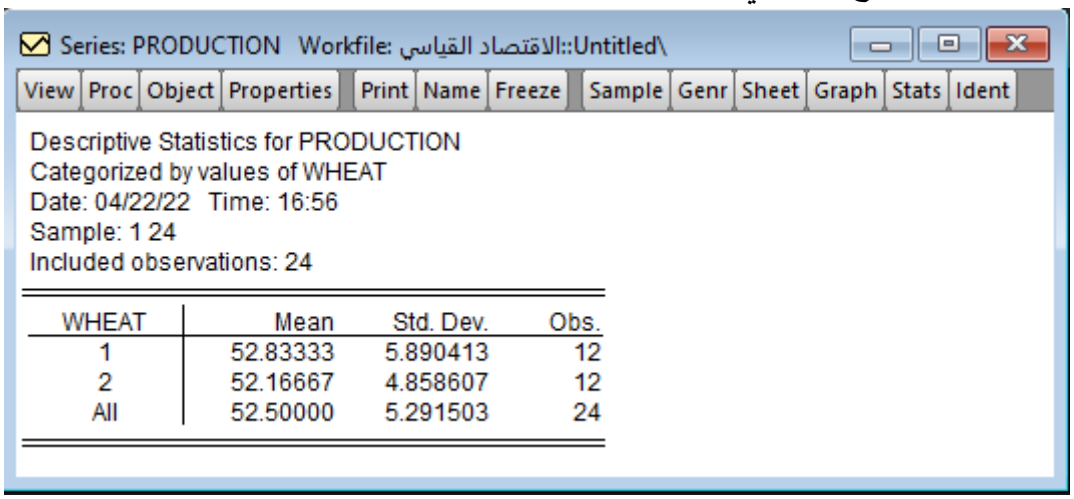
3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نحدد المؤشرات المطلوبة في القسم Statistics.

5) نضع اسم المتغير النوعي في الخانة Series/Group for classify (وكمثال هنا نوع القمح: wheat).

6) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:




وهنا تم تقسيم مشاهدات متغير كمية الإنتاج إلى مجموعتين (القمح القاسي 12 مشاهدة- والقمح الطري 12 مشاهدة)، وتم حساب المؤشرات الإحصائية (الوسط الحسابي والانحراف المعياري وعدد المشاهدات) لكل مجموعة على حدة.

# اختبار الفرضيات

## اختبار متوسط مجتمع:

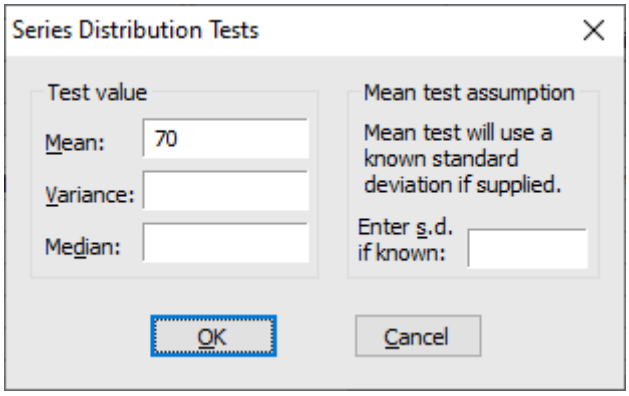
إذا أردنا اختبار قول أحدهم أن متوسط إنتاج القمح لا يختلف عن 70 طن، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Simple Hypothesis Test

3) يظهر مربع الحوار الآتي:

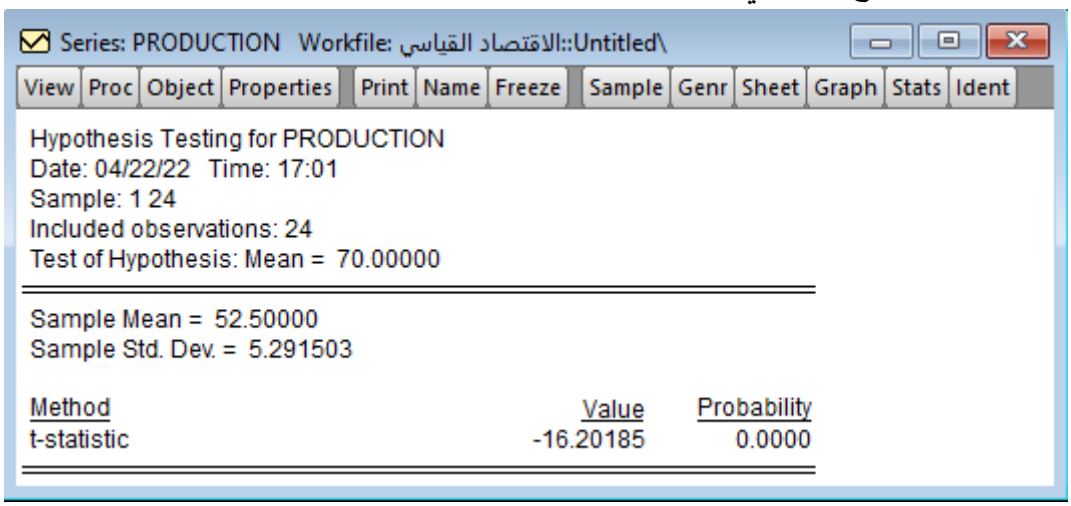



4) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test value. وهو هنا المتوسط Mean (70) أي:

$$H_0: \bar{X} = 70 \qquad H_1: \bar{X} \neq 70$$

5) ندخل الانحراف المعياري إذا كان توزيع المجتمع معروفاً، أو نتركه فارغاً إن لم يكن معروفاً.

6) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:




نلاحظ أن قيمة الوسط الحسابي للعينة 52.5 والانحراف المعياري 5.29، وقيمة مؤشر t المحسوبة 16.2-، كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.000 وبما أنها أصغر من 0.05 نرفض فرضية العدم القائلة: إن متوسط إنتاج القمح لا يختلف معنوياً عن 70 طن.

## اختبار تباين مجتمع:

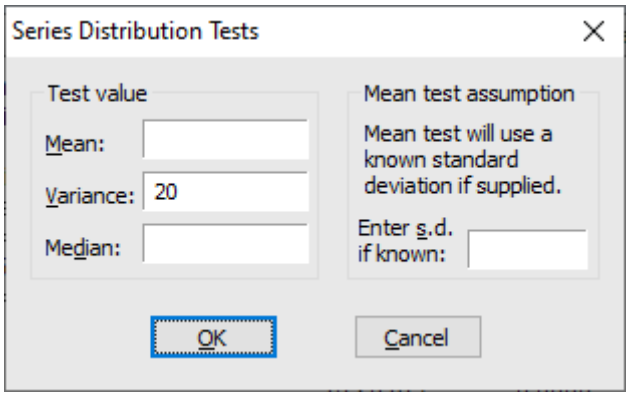
إذا أردنا اختبار قول أحدهم أن تباين إنتاج القمح لا يختلف عن 20 طن، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Simple Hypothesis Test

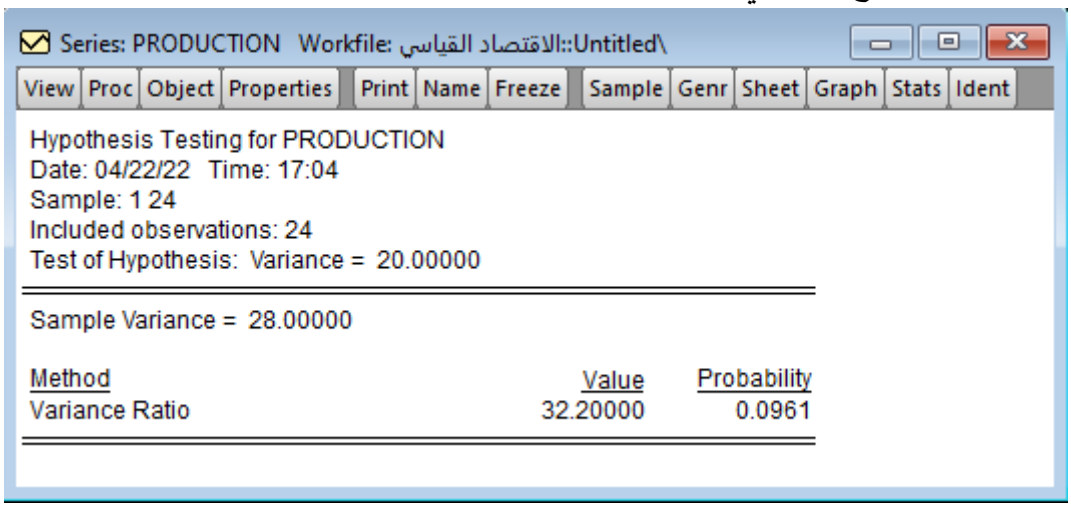
3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test value. وهو هنا التباين Variance (20) أي:

$$H_0: \sigma^2 = 20 \qquad H_1: \sigma^2 > 20$$

5) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:




نلاحظ أن قيمة التباين للعينة 28، وقيمة مؤشر الاختبار المحسوبة 32.2، كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.096 وبما أنها أكبر من 0.05 نقبل فرضية العدم القائلة: إن تباين إنتاج القمح لا يختلف معنوياً عن 20 طن.

## اختبار وسيط مجتمع:

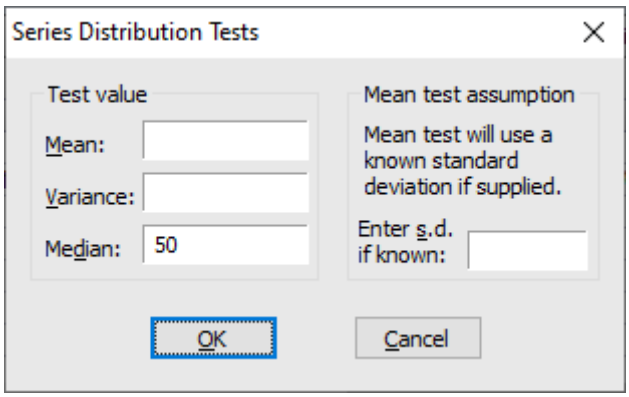
إذا أردنا اختبار قول أحدهم أن وسيط إنتاج القمح لا يختلف عن 50 طن، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Simple Hypothesis Test

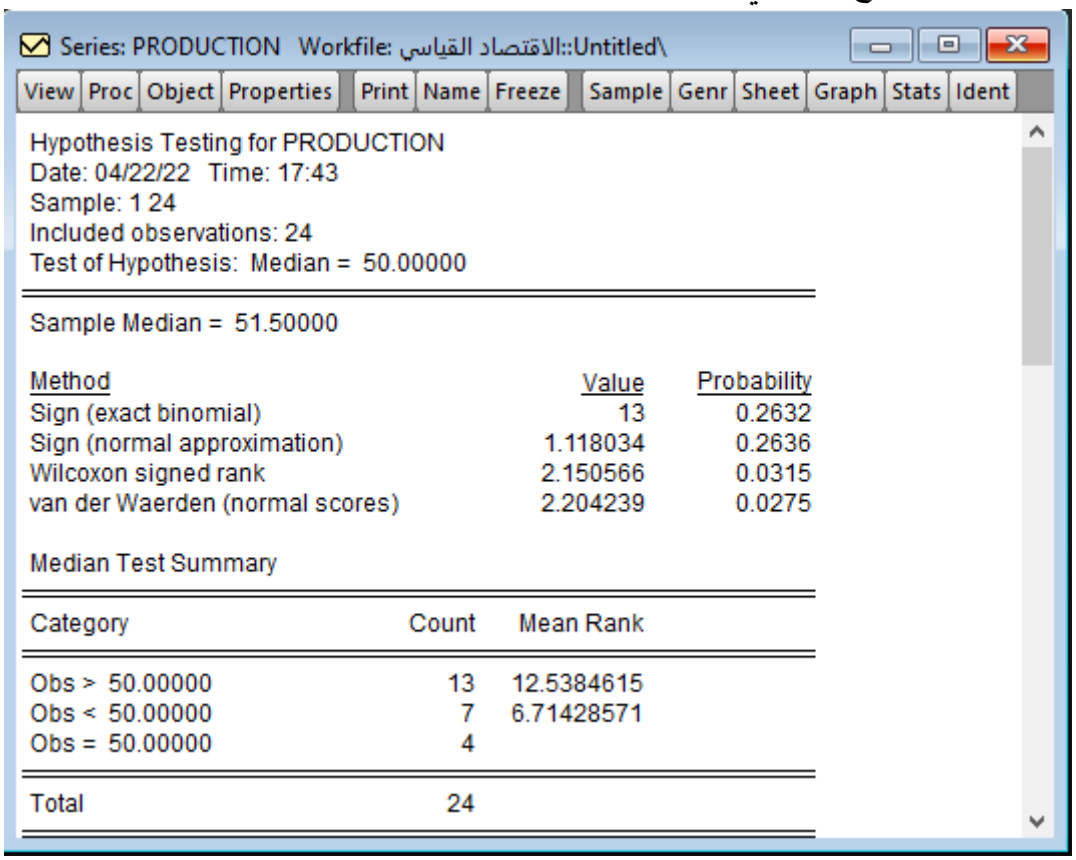
3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test value. وهو هنا الوسيط Median (50) أي:

$$H_0: Me = 50 \qquad H_1: Me \neq 50$$

5) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:




نلاحظ أن قيمة الوسيط للعينة 51.5، وأن عدد المشاهدات التي تزيد عن 50 هي (13) ومتوسط الرتب لها (12.5)، أما عدد المشاهدات التي تقل عن 50 فهي (7) ومتوسط الرتب لها (6.71).

وقيمة احتمال الدلالة 0.26 وبما أنها أكبر من 0.05 نقبل فرضية العدم القائلة: إن قيمة الوسيط لا تختلف معنوياً عن 50.

## اختبار تساوي التباينات:

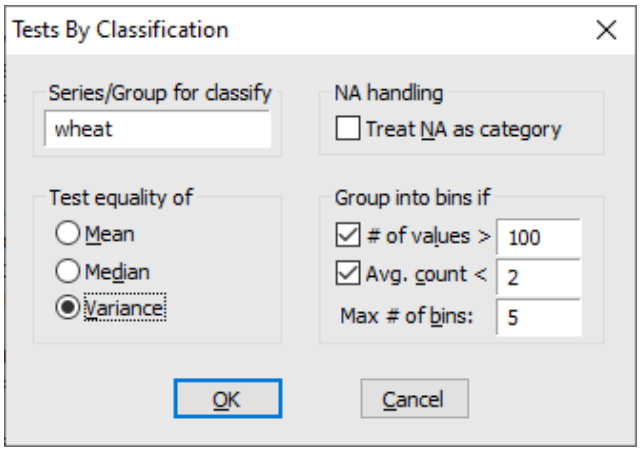
إذا أردنا اختبار عدم تساوي تباين الإنتاج بالنسبة لكل من القمح القاسي والقمح الطري، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Equality Test by Classification

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نضع اسم المتغير النوعي في الخانة Series/Group for classify (وكمثال هنا: wheat).

5) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test equality of. وهو هنا التباين Variance أي:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \qquad H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

6) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

Series: PRODUCTION Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Test for Equality of Variances of PRODUCTION
Categorized by values of WHEAT
Date: 04/22/22 Time: 17:51
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Method | df | Value | Probability |
|---|---|---|---|
| F-test | (11, 11) | 1.469833 | 0.5336 |
| Siegel-Tukey | | 0.212668 | 0.8316 |
| Bartlett | 1 | 0.387810 | 0.5335 |
| Levene | (1, 22) | 0.245538 | 0.6251 |
| Brown-Forsythe | (1, 22) | 0.337423 | 0.5672 |

Category Statistics

| WHEAT | Count | Std. Dev. | Mean Abs. Mean Diff. | Mean Abs. Median Diff. | Mean Tukey-Siegel Rank |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 12 | 5.890413 | 4.500000 | 4.500000 | 12.15278 |
| 2 | 12 | 4.858607 | 3.861111 | 3.666667 | 12.84722 |
| All | 24 | 5.291503 | 4.180556 | 4.083333 | 12.50000 |

Bartlett weighted standard deviation: 5.399214

- يوضح الجدول الأخير Category Statistics مقاييس التشتت الخاصة بكل مجموعة على حدة.
- في الجدول الأول نختار السطر الرابع Levene، وبالتالي فإن قيمة مؤشر الاختبار المحسوبة F = 0.246، كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.625 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بتساوي التباينين.

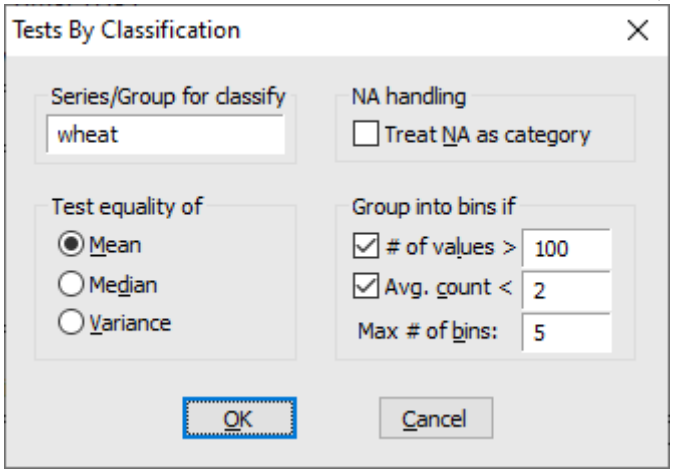
## اختبار الفرق بين متوسطي مجموعتين:

إذا أردنا اختبار عدم تساوي متوسط الإنتاج بالنسبة لكل من القمح القاسي والقمح الطري، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.
2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Equality Test by Classification

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نضع اسم المتغير النوعي في الخانة Series/Group for classify (وكمثال هنا: wheat).
5) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test equality of. وهو هنا الوسط الحسابي Mean أي:

$$H_0: \bar{X}_1 - \bar{X}_2 = 0 \qquad H_1: \bar{X}_1 - \bar{X}_2 \neq 0$$

6) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

- يوضح الجدول الأخير Category Statistics الإحصاءات الوصفية الخاصة بكل مجموعة على حدة (الوسط الحسابي والانحراف المعياري والخطأ المعياري للمتوسط).
- في الجدول الأول نختار السطر الأول t-test إذا كان افتراض تساوي التباينات بين المجموعات محقق، وبالتالي فإن درجات الحرية df = 22 وقيمة مؤشر الاختبار المحسوبة t = 0.302، كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.765 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود فروق معنوي بين المتوسطين. (وفي مثالنا نختار هذا السطر الأول t-test لتحقق فرضية تساوي التباينات).

- أو نختار الســـطر الثاني Satterthwaite- Welch t-test إذا كان افتراض تســـاوي التباينات بين المجموعات غير محقق، وبالتالي فإن درجات الحرية تقريباً df = 22، كما أن قيمة مؤشـــر الاختبار المحسوبة t = 0.302، وقيمة احتمال الدلالة 0.765 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود فروق معنوي بين المتوسطين.

Series: PRODUCTION Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Test for Equality of Means of PRODUCTION
Categorized by values of WHEAT
Date: 04/22/22 Time: 17:56
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Method | df | Value | Probability |
|---|---|---|---|
| t-test | 22 | 0.302450 | 0.7651 |
| Satterthwaite-Welch t-test* | 21.23169 | 0.302450 | 0.7653 |
| Anova F-test | (1, 22) | 0.091476 | 0.7651 |
| Welch F-test* | (1, 21.2317) | 0.091476 | 0.7653 |

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

| Source of Variation | df | Sum of Sq. | Mean Sq. |
|---|---|---|---|
| Between | 1 | 2.666667 | 2.666667 |
| Within | 22 | 641.3333 | 29.15152 |
| Total | 23 | 644.0000 | 28.00000 |

Category Statistics

| WHEAT | Count | Mean | Std. Dev. | Std. Err. of Mean |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 12 | 52.83333 | 5.890413 | 1.700416 |
| 2 | 12 | 52.16667 | 4.858607 | 1.402559 |
| All | 24 | 52.50000 | 5.291503 | 1.080123 |

## اختبار الفرق بين عدة متوسطات:

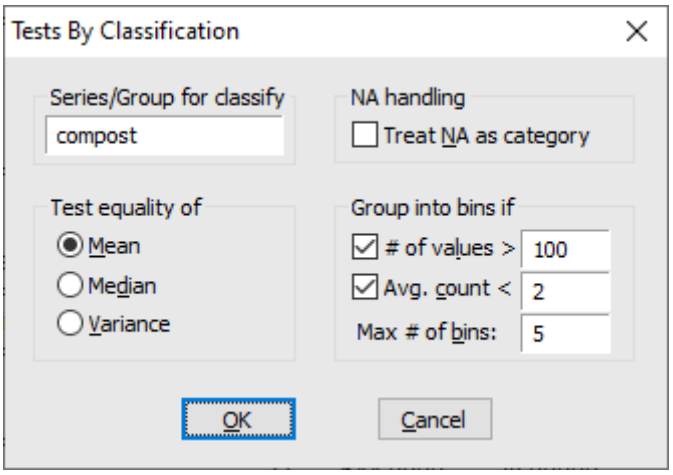
إذا أردنا اختبار عدم وجود تأثير لنوع الســـماد على إنتاج القمح، بمعنى أنه لا توجد فروقات ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الإنتاج حسب نوع السماد المستخدم، نقوم باتباع الخطوات الآتية:

1) نفتح نافذة متغير الإنتاج Production.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Equality Test by Classification

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نضع اسم المتغير النوعي في الخانة Series/Group for classify (وكمثال هنا: compost).

5) نحدد المؤشر المراد اختبار قيمته في القسم Test equality of. وهو هنا الوسط الحسابي Mean أي:

فرضية العدم: متوسطات الإنتاج متساوية حسب نوع السماد؛ بمعنى أن نوع السماد لا يؤثر على الإنتاج.

الفرضية البديلة: يوجد متوسطين على الأقل غير متساويين؛ بمعنى أن نوع السماد يؤثر على الإنتاج.

6) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

Series: PRODUCTION Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Test for Equality of Means of PRODUCTION
Categorized by values of COMPOST
Date: 04/23/22 Time: 00:02
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Method | df | Value | Probability |
|---|---|---|---|
| Anova F-test | (3, 20) | 2.468085 | 0.0917 |
| Welch F-test* | (3, 10.8256) | 3.288277 | 0.0627 |

*Test allows for unequal cell variances

Analysis of Variance

| Source of Variation | df | Sum of Sq. | Mean Sq. |
|---|---|---|---|
| Between | 3 | 174.0000 | 58.00000 |
| Within | 20 | 470.0000 | 23.50000 |
| Total | 23 | 644.0000 | 28.00000 |

Category Statistics

| COMPOST | Count | Mean | Std. Dev. | Std. Err. of Mean |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 6 | 53.00000 | 3.898718 | 1.591645 |
| 2 | 6 | 55.00000 | 5.477226 | 2.236068 |
| 3 | 6 | 48.00000 | 3.286335 | 1.341641 |
| 4 | 6 | 54.00000 | 6.164414 | 2.516611 |
| All | 24 | 52.50000 | 5.291503 | 1.080123 |

- يوضح الجدول الأخير Category Statistics الإحصاءات الوصفية الخاصة بكل مجموعة على حدة (الوسط الحسابي والانحراف المعياري والخطأ المعياري للمتوسط).
- في الجدول الأول نختار السطر الأول Anova F-test، وبالتالي فإن درجات الحرية (3,20) = df وقيمة مؤشر الاختبار المحسوبة F = 2.468، كما أن قيمة احتمال الدلالة 0.09 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بتساوي المتوسطات بمعنى أنه يوجد تأثير معنوي لنوع السماد على إنتاج القمح.

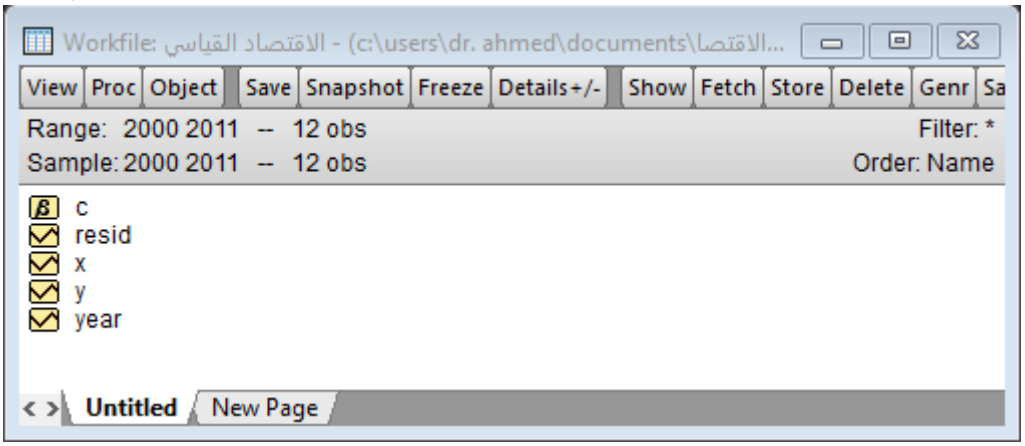
# الانحدار الخطي البسيط

**تمرين (2):***

لتكن لدينا البيانات الفرضـــية التالية عن الإنفاق الاســتهلاكي الإجمالي Y والدخل المتاح الإجمالي X بملايين الوحدات النقدية لإحدى الدول خلال الفترة الزمنية 2000–2011.

| Year | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 102 | 106 | 108 | 110 | 122 | 124 |
| X | 114 | 118 | 126 | 130 | 136 | 140 |
| Year | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
| Y | 128 | 130 | 142 | 148 | 150 | 154 |
| X | 148 | 156 | 160 | 164 | 170 | 178 |

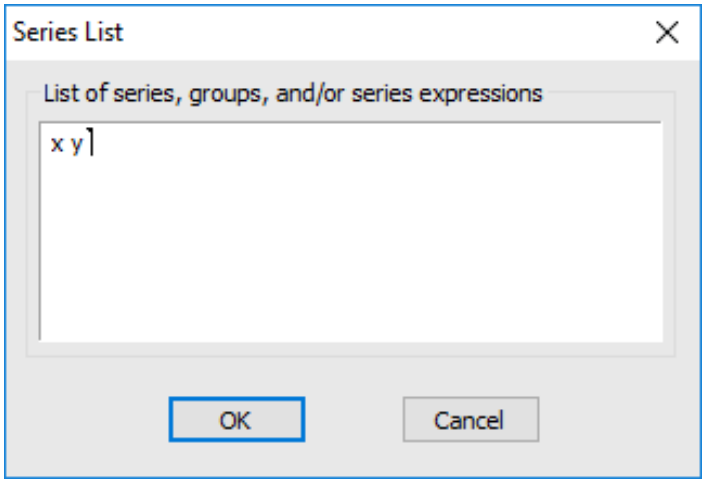
عند إدخال البيانات ضمن برنامج EViews 10 نجد أن ملف العمل أخذ الشكل الآتي:




## رسم شكل الانتشار:

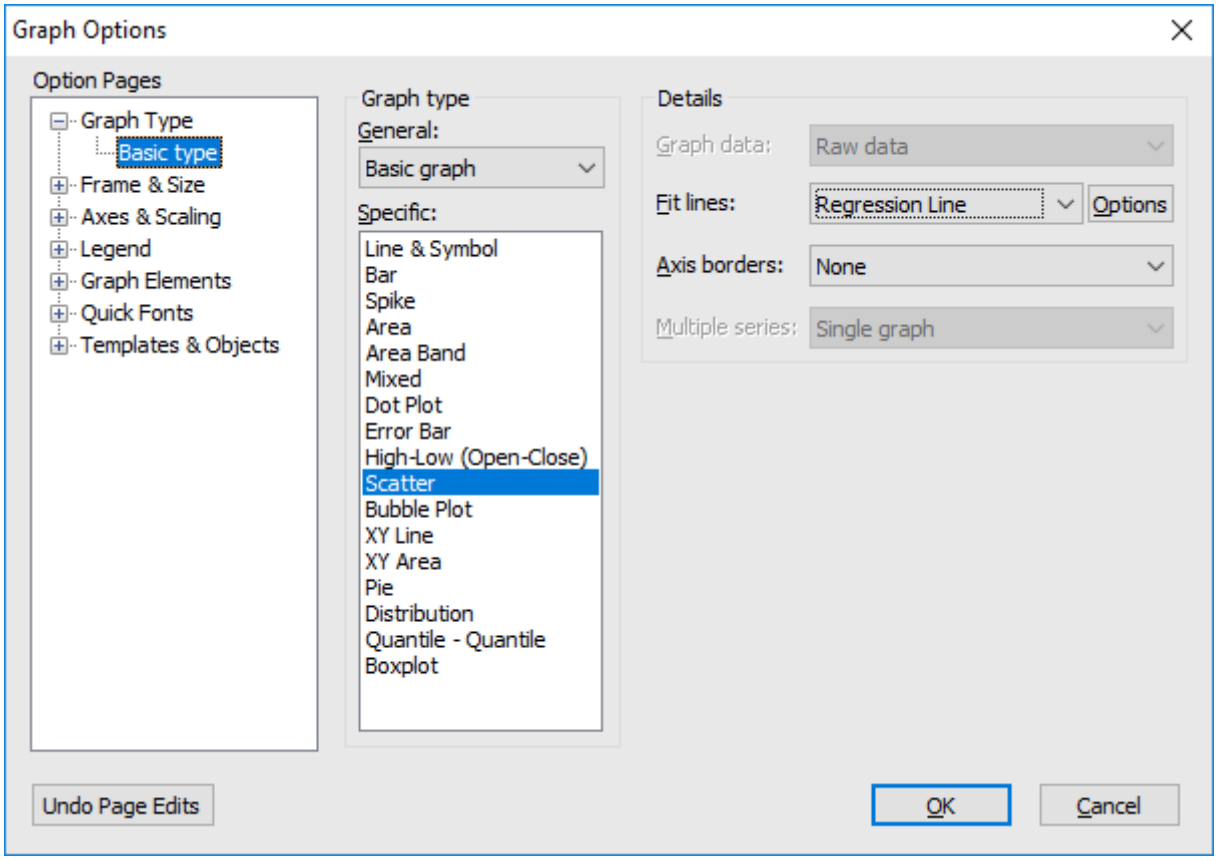
1) نحدد أولاً المتغير المستقل X ثم المتغير التابع Y في نافذة ملف العمل Workfile.

2) نتبع الخطوات الآتية: Quick → Graph فيظهر مربع حوار Series List وفيه أسماء المتغيرات.




* أغلب التمارين المستخدمة مصدرها كتاب (الاقتصاد القياسي) تأليف: د. أيمن العشعوش و د. عدنان العربيد، مطبوعات جامعة تشرين 2015.

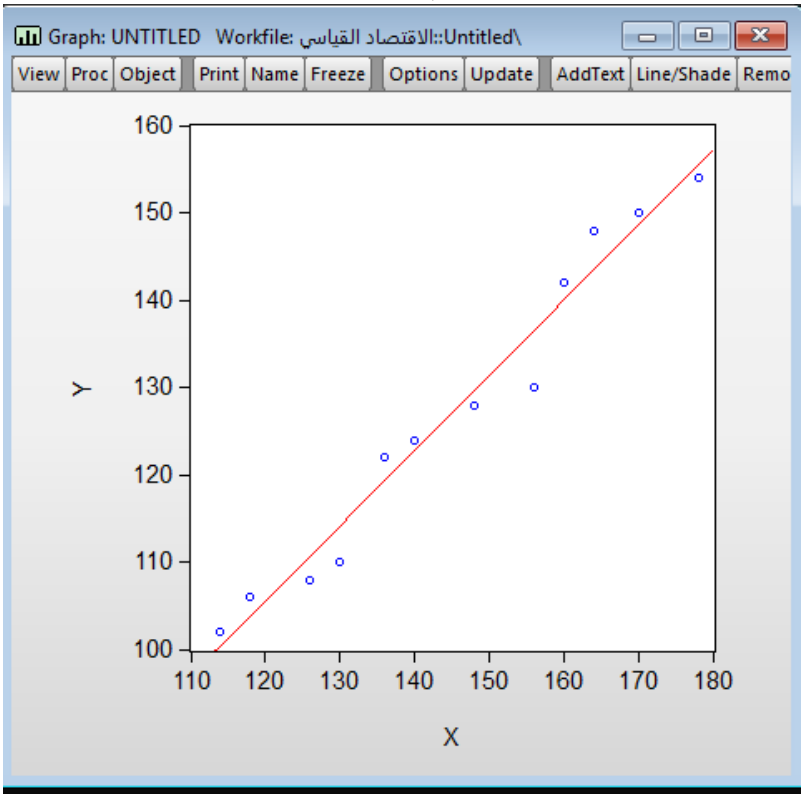
3) ننقر Ok فيظهر مربع حوار Graph Option:




4) نختار الخيار Scatter ضمن القسم Specific.

5) نختار الخيار Regression Line ضمن خانة Fit lines.

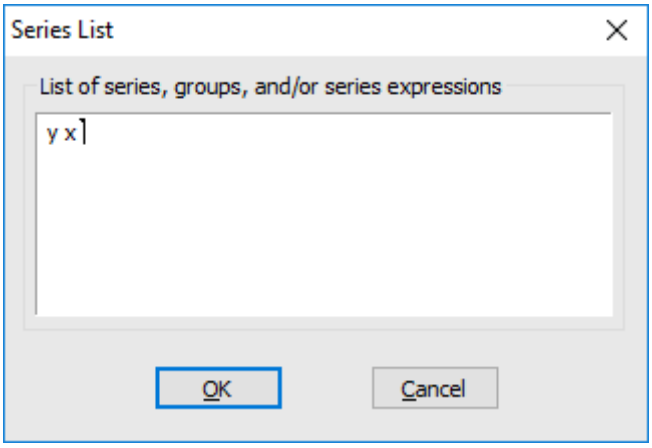
6) ننقر Ok فيظهر شكل الانتشار على الشكل الآتي:



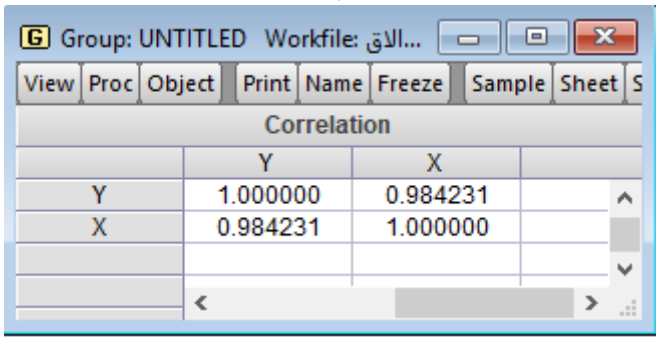
ومن خلال شكل الانتشار يمكن أن نحدد إذا كانت العلاقة خطية أو لا. ويمكننا التعديل على الشكل من حيث الألوان وأنواع الخطوط وسماكتها، وكذلك تسمية المحاور وغير ذلك من الأمور التي نتركها للطالب.

## مصفوفة معاملات الارتباط الأولية:

1) نحدد المتغيرات المراد دراسة الارتباط فيما بينها في نافذة ملف العمل Workfile؛ أي Y وX.
2) نتبع الخطوات الآتية: Quick → Group Statistics → Correlations.
3) يظهر مربع حوار Series List وفيه أسماء المتغيرات كما يظهر أدناه:



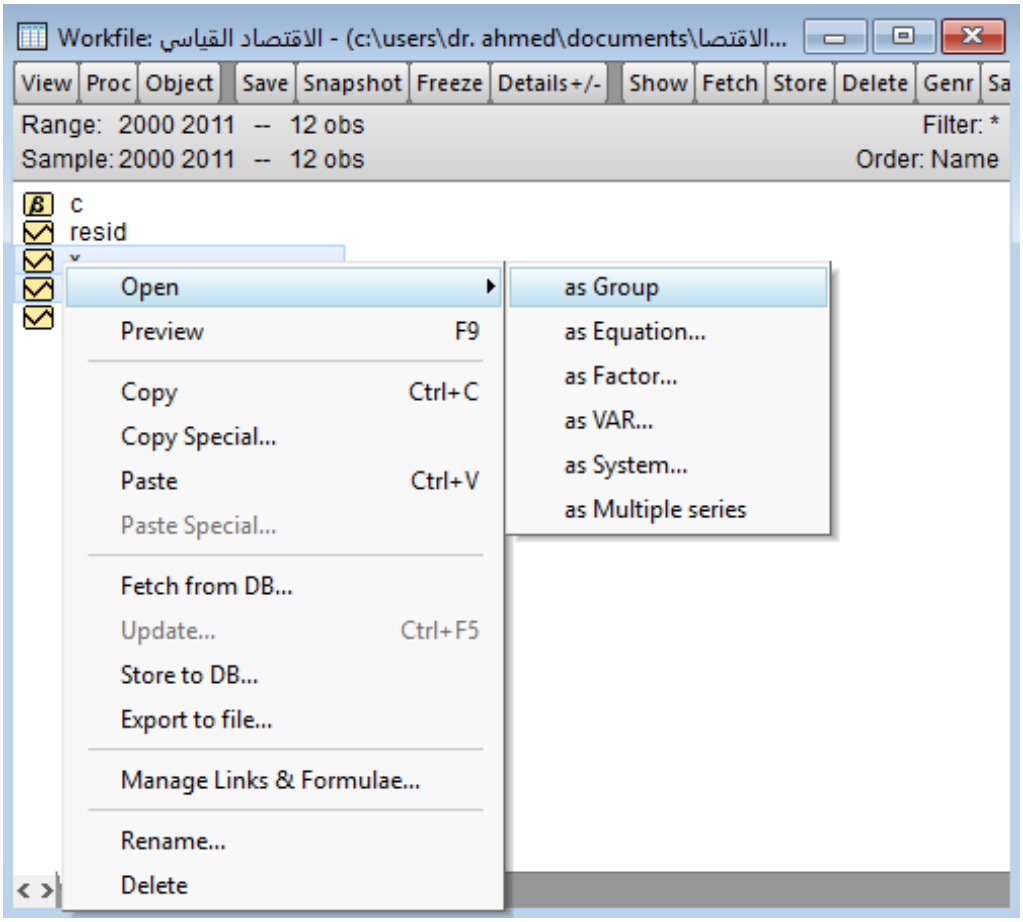

4) تظهر مصفوفة معاملات الارتباط على الشكل الآتي:



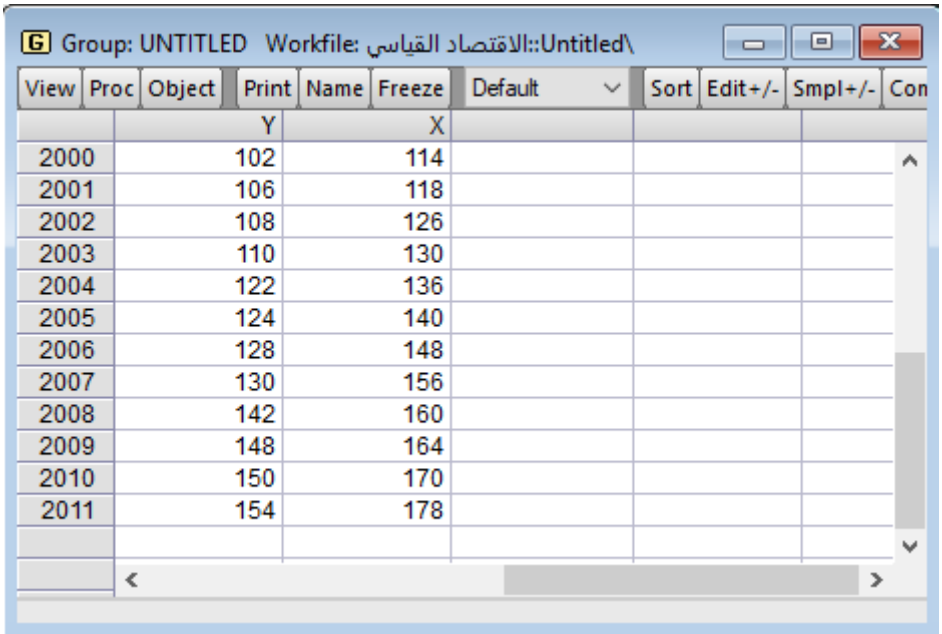

## حساب معاملات الارتباط مع اختبار معنويتها:

إذا أردنا إظهار معاملات الارتباط مع اختبارها عند مستوى دلالة $\alpha$ نتبع الخطوات الآتية:

1) نحدد المتغيرات في نافذة ملف العمل Workfile.
2) ننقر بالزر اليميني فوق أحدها ونتبع ما يلي: Open → as Group:




3) فيظهر جدول يحتوي المتغيرات المحددة:

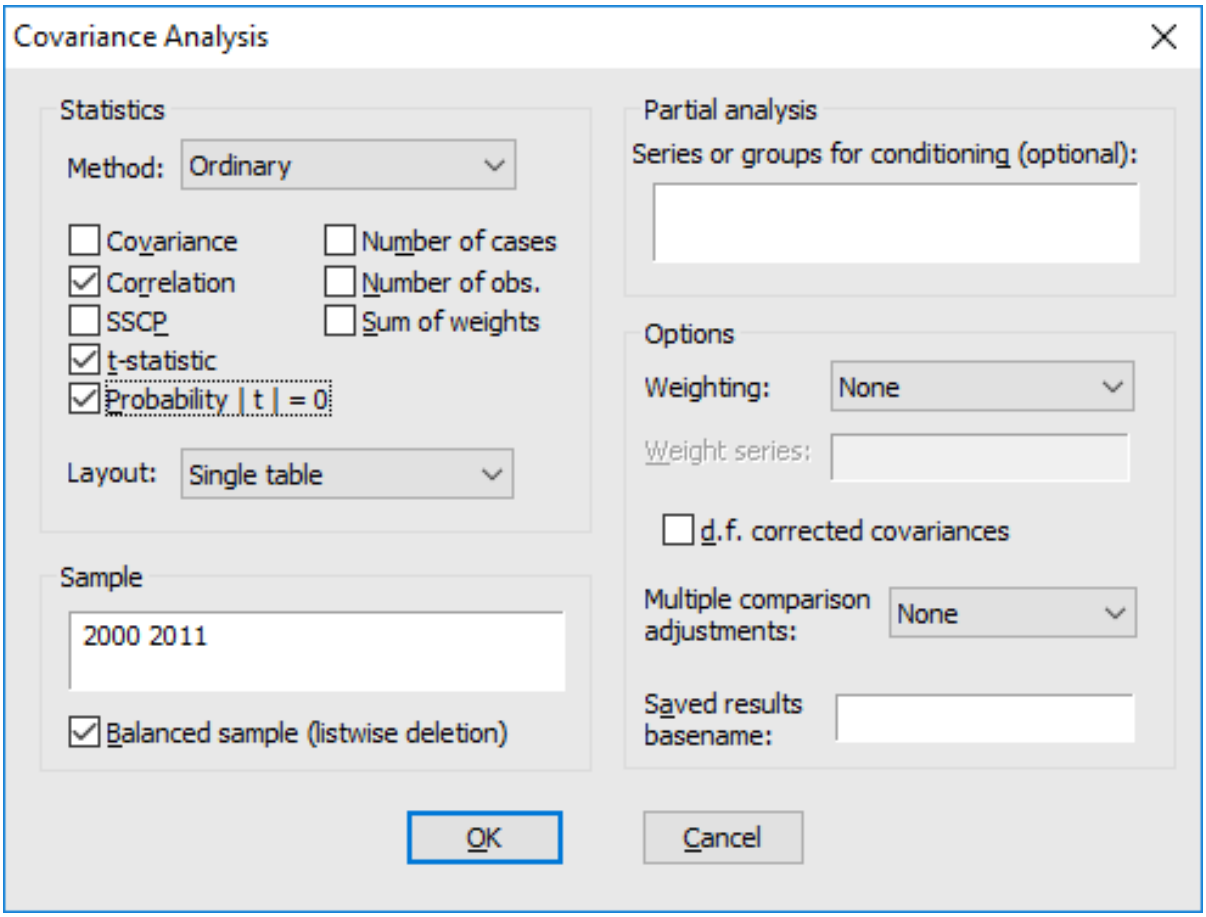



| | Y | X |
|---|---|---|
| 2000 | 102 | 114 |
| 2001 | 106 | 118 |
| 2002 | 108 | 126 |
| 2003 | 110 | 130 |
| 2004 | 122 | 136 |
| 2005 | 124 | 140 |
| 2006 | 128 | 148 |
| 2007 | 130 | 156 |
| 2008 | 142 | 160 |
| 2009 | 148 | 164 |
| 2010 | 150 | 170 |
| 2011 | 154 | 178 |

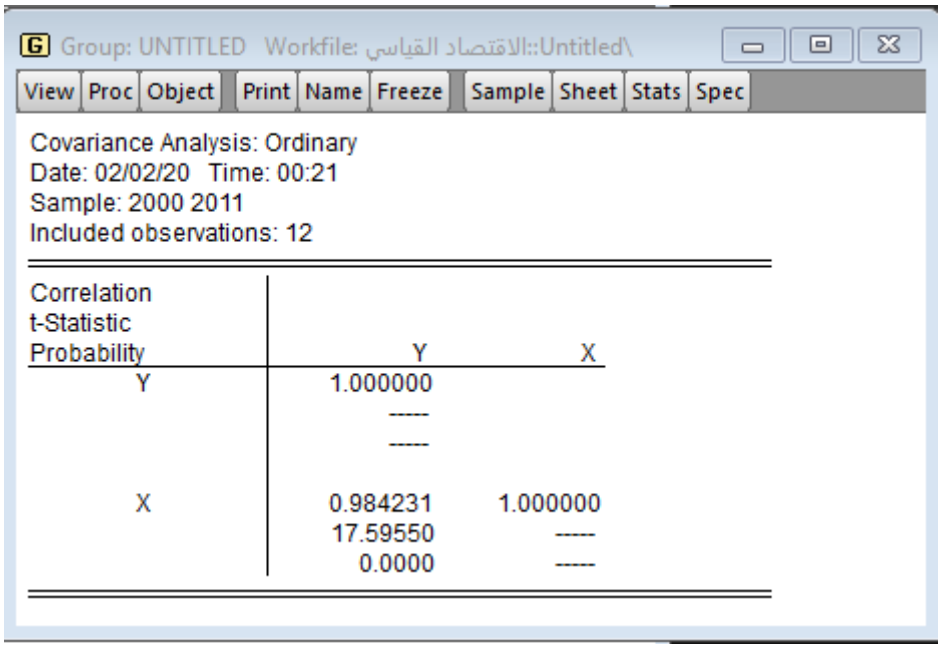
4) ضمن نافذة Group نتبع الخطوات الآتية من جديد:

View → Covariance Analysis

5) يظهر مربع الحوار الآتي:



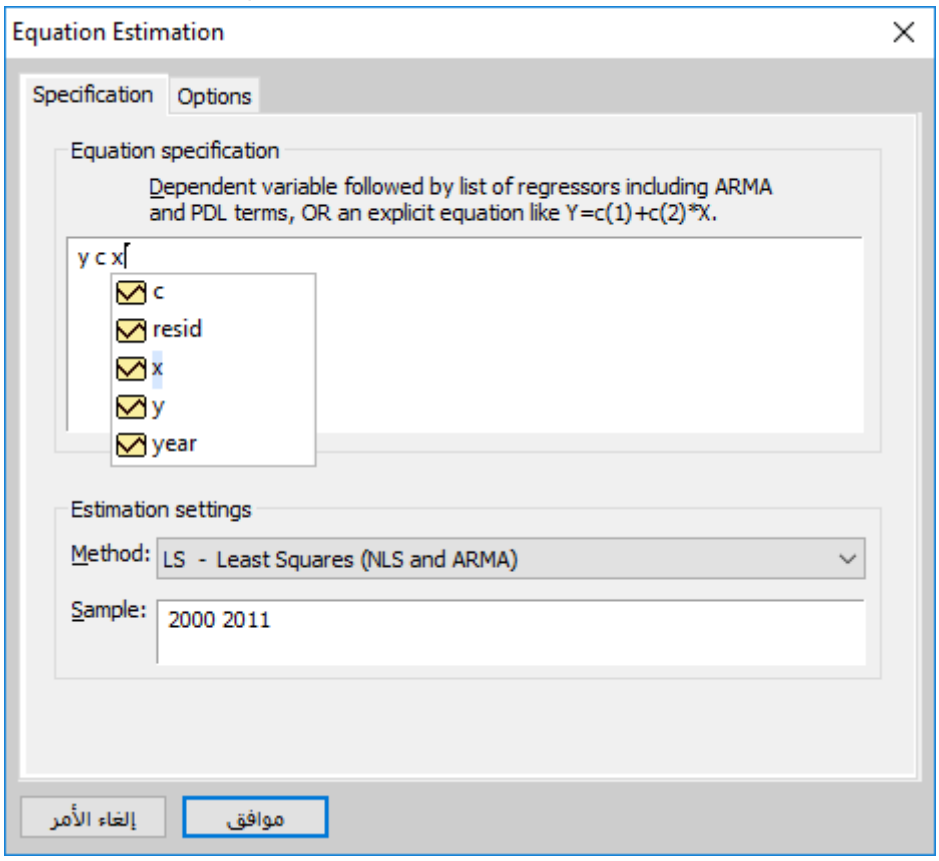

6) نحدد في النافذة السـابقة كل من الخيارات: Correlation ، t-statistic ، Probability |t| = 0 فتظهر مصفوفة معاملات الارتباط مع قيمة مؤشر الاختبار t واحتمال الدلالة Probability لمعاملات الارتباط.




7) من خلال النتائج نلاحظ أن قيمة معامل الارتباط 0.98، وقيمة مؤشر الاختبار لهذا المعامل t = 17.596 كما أن قيمة احتمال الدلالة Probability = 0.000 < α = 0.05 لذلك نرفض فرضـية العدم القائلة بعدم وجود علاقة ونؤكد وجود علاقة ممتازة بين المتغيرين المدروسين.

## تقدير النموذج:

1) نتبع الخطوات الآتية: Quick → Estimate Equation فيظهر مربع حوار Equation Estimation:




كما يمكننا الوصـول إلى مربع الحوار هذا بأن نحدد أولاً المتغير التابع Y ثم المتغير المسـتقل X في نافذة ملف العمل Workfile ثم ننقر بالزر اليميني فوق أحدها ونتبع ما يلي: Open → as Equation.

2) في القسم الأول Equation specification نضع محددات المعادلة بالشكل الآتي:

| ..... | المتغير المستقل الثاني | المتغير المستقل الأول | الثابت | المتغير التابع |
|---|---|---|---|---|
| ..... | x2 | x1 | c | y |

نلاحظ ظهور قائمة منسدلة تعرض أسماء المتغيرات بحيث يمكن انتقاء المتغير المطلوب.

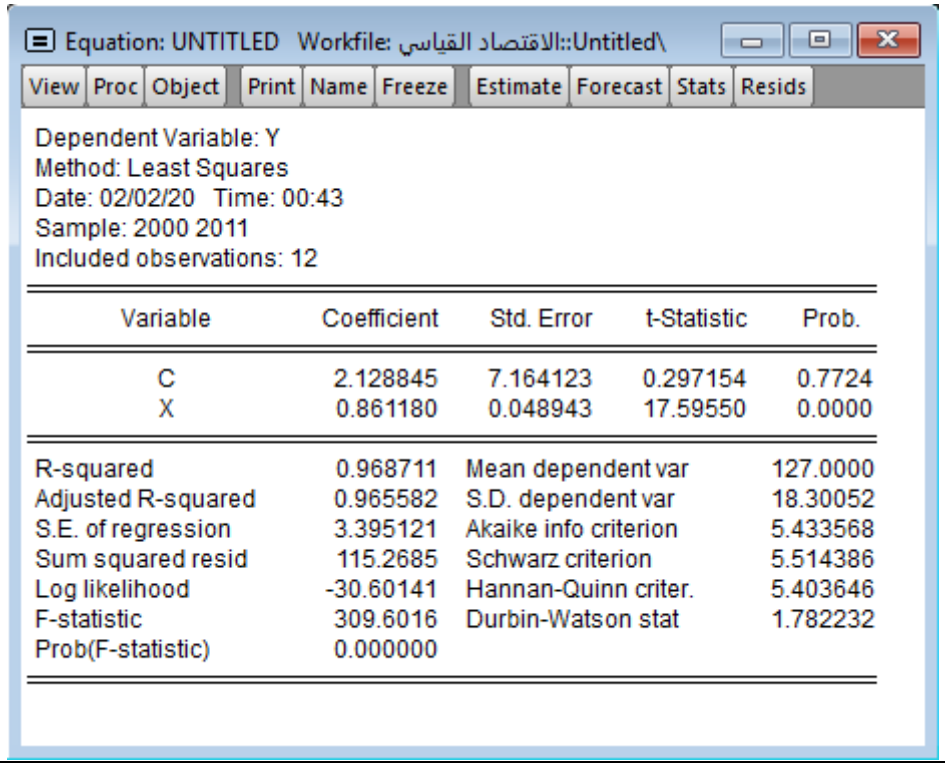
3) في القسـم الثاني Estimation settings نحدد طريقة التقدير Method وهي طريقة المربعات الصـغرى العادية LS: Least Squares.

كما يمكننا من خلالها تحديد طرق أخرى للتقدير في حال كان المطلوب ذلك.

4) في القسم الثالث Sample نحدد السلسلة المعتمدة (مثلاً 2011 2000) أو (14 1) أو .....

ويفيد هذا القسم عندما نريد انتقاء جزء من السلسلة لإجراء التقدير عليه.

5) ننقر زر موافق فتظهر النتائج كما يلي:



Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/02/20 Time: 00:43
Sample: 2000 2011
Included observations: 12

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.128845 | 7.164123 | 0.297154 | 0.7724 |
| X | 0.861180 | 0.048943 | 17.59550 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.968711 | Mean dependent var | 127.0000 |
| Adjusted R-squared | 0.965582 | S.D. dependent var | 18.30052 |
| S.E. of regression | 3.395121 | Akaike info criterion | 5.433568 |
| Sum squared resid | 115.2685 | Schwarz criterion | 5.514386 |
| Log likelihood | -30.60141 | Hannan-Quinn criter. | 5.403646 |
| F-statistic | 309.6016 | Durbin-Watson stat | 1.782232 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**ملاحظة:** يمكننا اختصار الخطوات السابقة بأن نكتب في مربع الأوامر Command ما يلي: ls y c x
ثم نضغط Enter.
وهذا الاختصار يفترض أن الطريقة هي طريقة المربعات الصغرى OLS وأن التقدير على كامل السلسلة.

في البداية أول ما يهمنا النظر إليه هو:

1) يمثل العمود Coefficient معلمات النموذج المقدرة، وتسمى مقدرات النموذج، حيث نجد في مثالنا أن قيمة الثابت في النموذج $b_0 = 2.1288$ وقيمة الميل تساوي $b_1 = 0.86$.
2) يمثل العمود Std. Error الأخطاء المعيارية المقدرة للمعلمات $s.d(b_0) = 7.16\,, s.d(b_1) = 0.05$.
3) يمثل العمود t-Statistics القيم الإحصائية المقدرة للمعلمات، والتي تستخدم في اختبار معنوية كل معلمة، وهي $t(b_0) = 0.297\,, t(b_1) = 17.6$.
ويجب الانتباه إلى أن قيمة t-Statistics المحسوبة للمعلمات تساوي حاصل قسمة قيمة المعلمة Coefficient على الخطأ المعياري للمعلمة Std. Error.
4) يمثل العمود Prob. القيمة الاحتمالية لإحصائية t والتي نستطيع من خلالها الحكم على معنوية المعلمات عند مقارنتها مع مستوى الدلالة $\alpha = (0.01 \text{ or } 0.05 \text{ or } 0.10)$، فإذا كانت قيمة $P > \alpha$ نقبل $H_0$ القائلة: إن المعلمة غير معنوية.
5) معامل التحديد ويستخدم مع الانحدار الخطي البسيط R-Squared = 0.97، ويدل على المقدرة التفسيرية للنموذج.
6) معامل التحديد المصحح ويستخدم مع الانحدار الخطي المتعدد Adjust R-Squared.
7) مجموع مربعات البواقي $\sum e_i^2 = 115.2685$ = SSR = Sum squared resid.

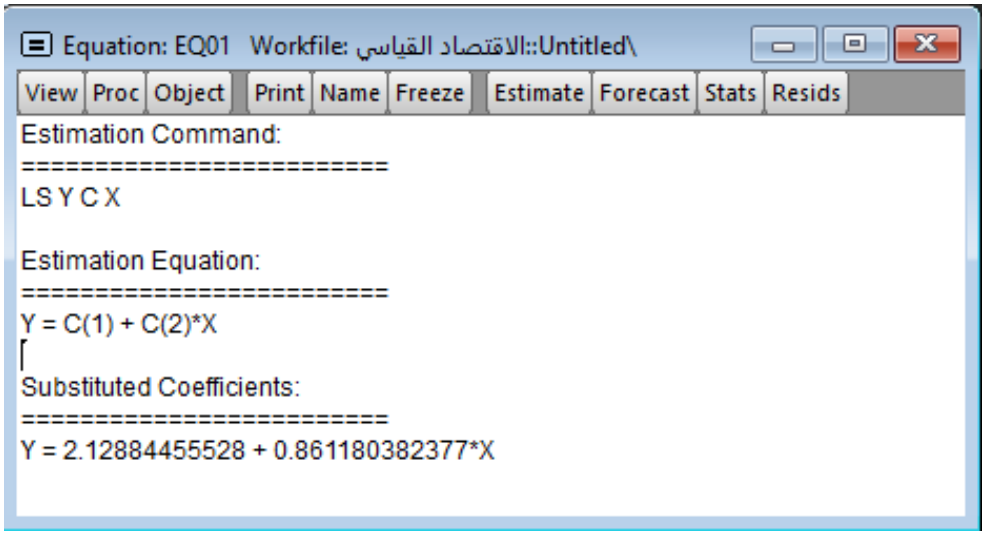
8) قيمة مؤشر اختبار معنوية التمثيل F-Statistic = 309.6.

9) احتمال الدالة لاختبار معنوية التمثيل Prob (F-Statistic).

نلاحظ أن قيمة $Prob(F-Statistic) = 0.000 < \alpha = 0.05$ لذلك نرفض $H_0$ القائلة: إن النموذج الخطي غير ملائم وغير معنوي. وبالمقابل نقبل النموذج الخطي.

## التقدير النقطي والتنبؤ النقطي:

1) يمكننا مشاهدة المعادلة بشكلها النهائي باتباع الخطوات: View → Representations في نافذة التقدير Equation حيث تبدو في السطر الأخير كما يلي:

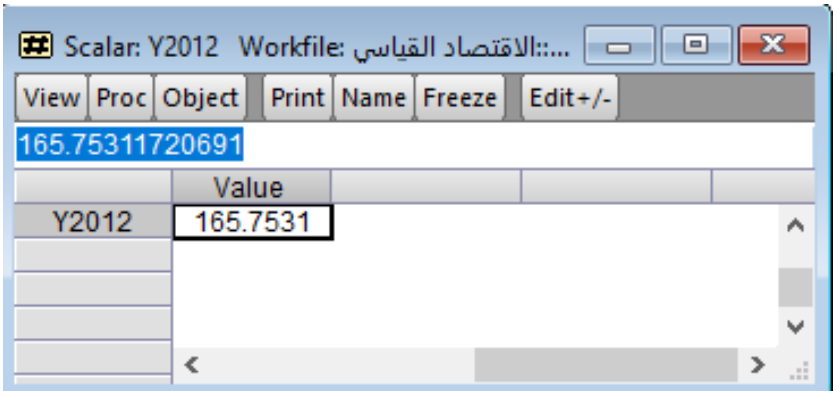



2) لتقدير قيمة Y في العام 2012 بافتراض أن قيمة X = 190 نتبع الخطوات الآتية:

- نقوم بنسخ المعادلة: Y = 2.12884455528 + 0.861180382377*X
- نلصقها في مربع الأوامر Command مع كتابة الأمر scalar واختيار اسم للقيمة المقدرة y2012 واستبدال الرمز X بالقيمة الافتراضية على الشكل الآتي:

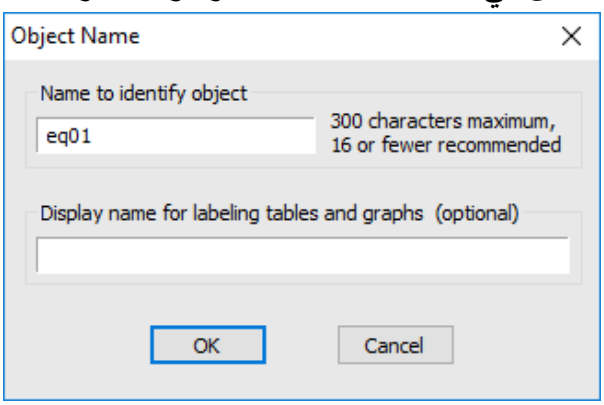
scalar y2012 = 2.12884455528 + 0.861180382377*190

- يظهر في صندوق Workfile كائن باسم y2012 تظهر فيه القيمة المتنبأ بها كما يلي:



## التقدير المجالي والتنبؤ المجالي:

1) نقوم بتخزين نتائج التقدير ككائن في نافذة ملف العمل بالنقر فوق الأمر Name فيظهر مربع حوار:

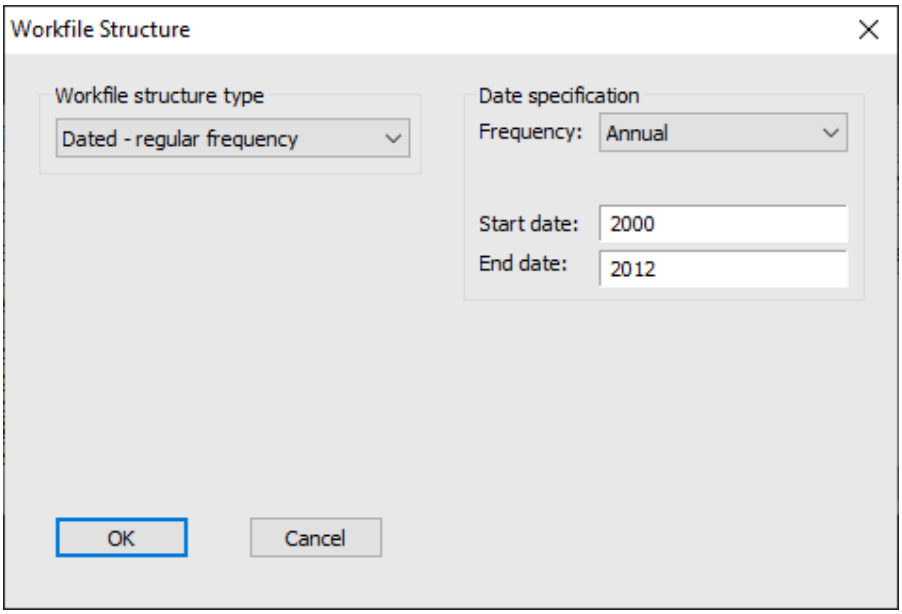



نختار اسماً لكائن التقدير أو نترك الاسم الافتراضي eq01 ثم ننقر OK، وهذا يمكّننا من العودة إلى نتائج التقدير في أي وقت لاحق.

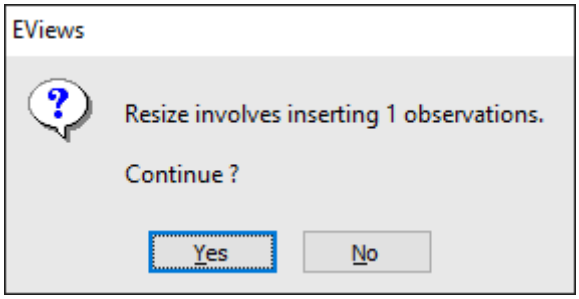
2) من القوائم الأساسية للبرنامج أو من قوائم نافذة ملف العمل Workfile نتبع الخطوات الآتية:

Proc → Structure/Resize Current Page…

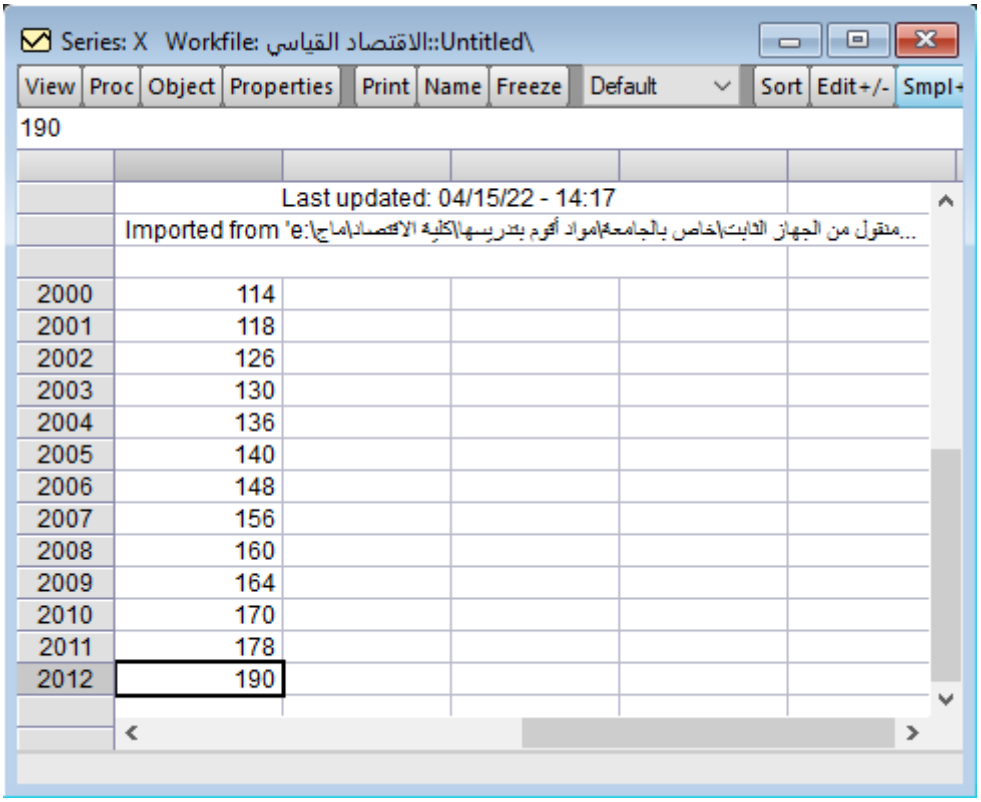
3) يظهر مربع الحوار Workfile Structure:



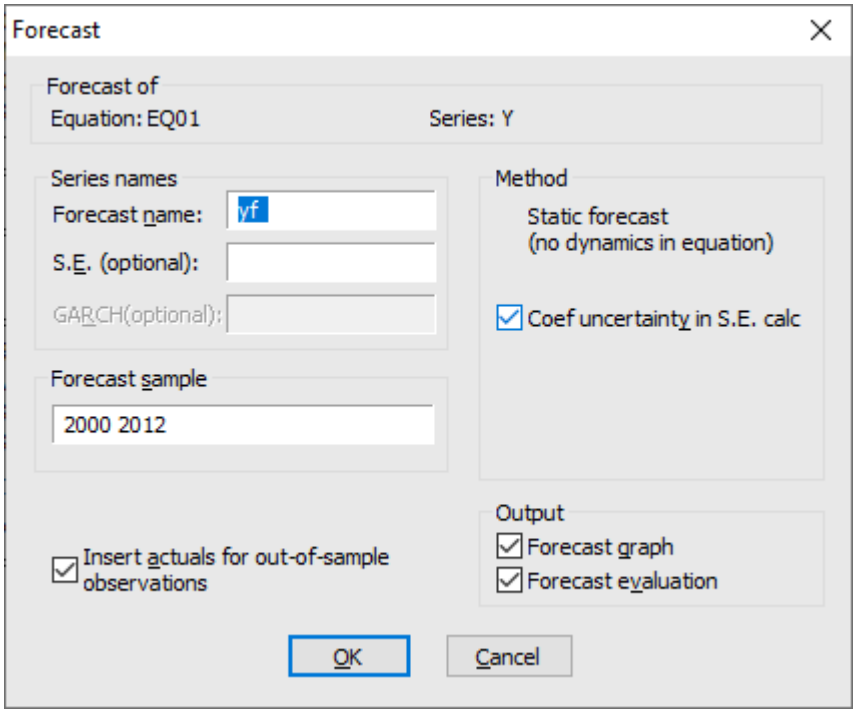

4) نقوم بتعديل طول السلسلة في الخانة End date حيث نكتب تاريخاً جديداً (مثلاً 2012) ثم ننقر OK فيظهر الصندوق الآتي الذي يطلب منا المتابعة بعد إعادة تغيير حجم السلسلة بإدراج مشاهدة جديدة ونختار Yes.



5) نفتح المتغير المستقل X فيظهر مقابل المشاهدات الجديدة القيمة NA نقوم بتحديدها ونضغط Edit ونضع القيمة الجديدة للمتغير المستقل.




6) بعد ذلك نفتح كائن التقدير Equation الذي قمنا بحفظه في نافذة العمل Workfile، وننقر على الأمر Forecast في القائمة الأفقية، فيظهر مربع الحوار الآتي:



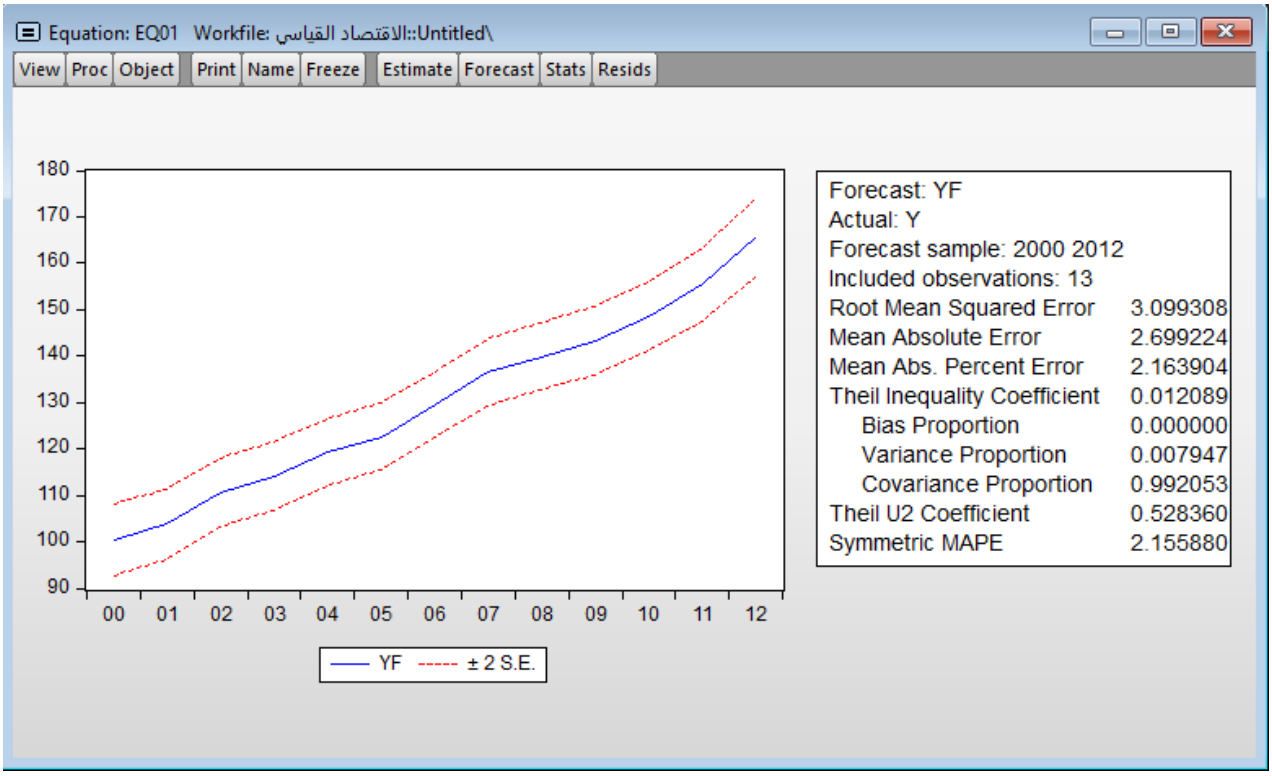

7) يُكتب اسم المتغير الجديد في الخانة Forecast name مضافاً إليه الحرف f (مثلاً yf).

8) يمكننا تحديد الخطأ المعياري للتقدير أو تجاهله بحيث يعتمد مجال افتراضي $\mp 2\ SE$.

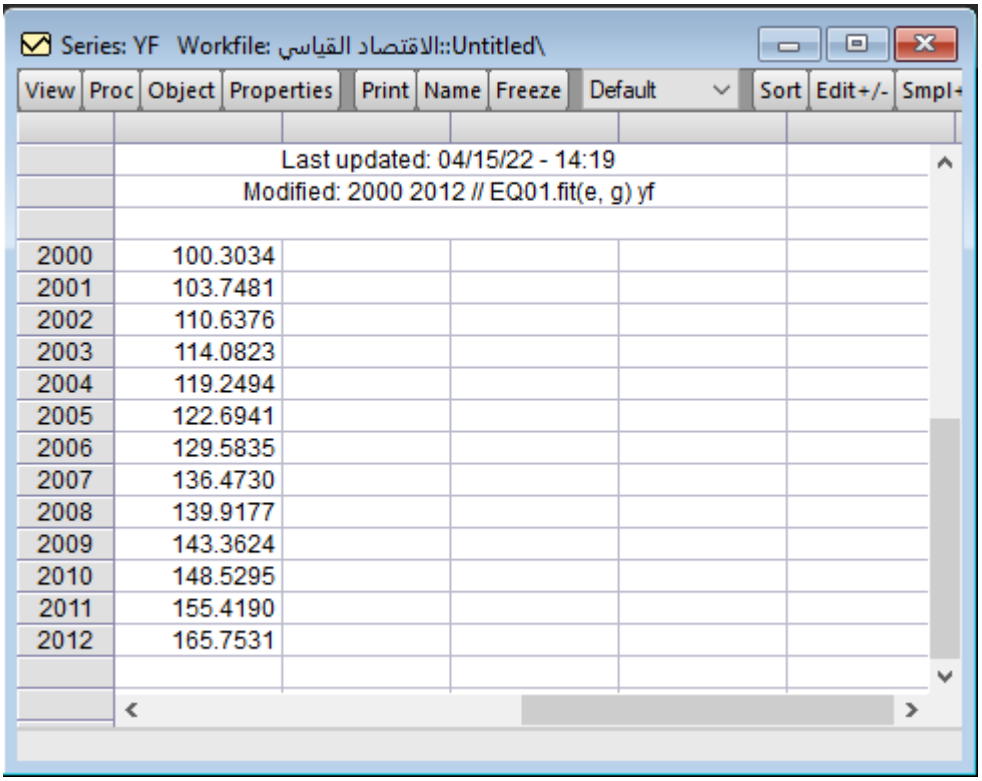
9) نحدد طول السلسلة المراد تقديرها أو التنبؤ بها (مثلاً 2013 2000) وهذا يعني أننا سنعيد تقدير القيم داخل السلسلة المدروسة ونتنبأ بقيمتين إضافيتين حتى عام 2013.

10) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

- ينشئ البرنامج رسماً بياناً للسلسلة YF والتقدير بمجال $\mp 2\ SE$.




- يُنشـــئ البرنامج الســـلســـلة المقدرة yf في نافذة ملف العمل Workfile وبفتحها تظهر نتائج التقدير والتنبؤ.

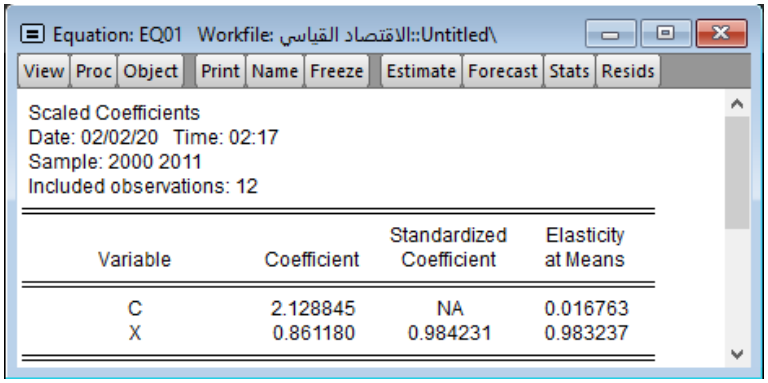


## إيجاد المرونة:

1) ضمن نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Scaled Coefficients

2) يظهر في النتائج الجدول الآتي حيث تمثل المرونة بالقيمة المقابلة للمتغير (أو المتغيرات) المستقل X في العمود Elasticity at Means:



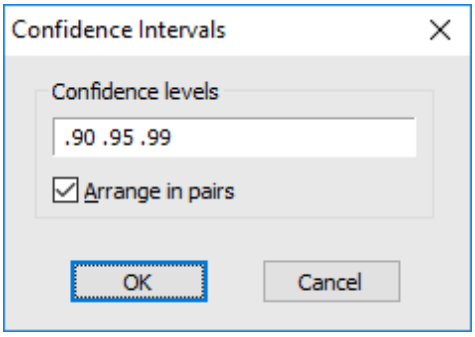

غالباً ما نقوم بدراسة المرونة السعرية والمرونة الدخلية بالنسبة لعرض السلعة والطلب على السلعة في النماذج الاقتصادية من أجل التنبؤ، حيث نقارن قيمتها مع الواحد لمعرفة قوة المرونة، ومع الصفر لمعرفة اتجاهها.

## إيجاد مجال الثقة للمقدرات (المعلمات):

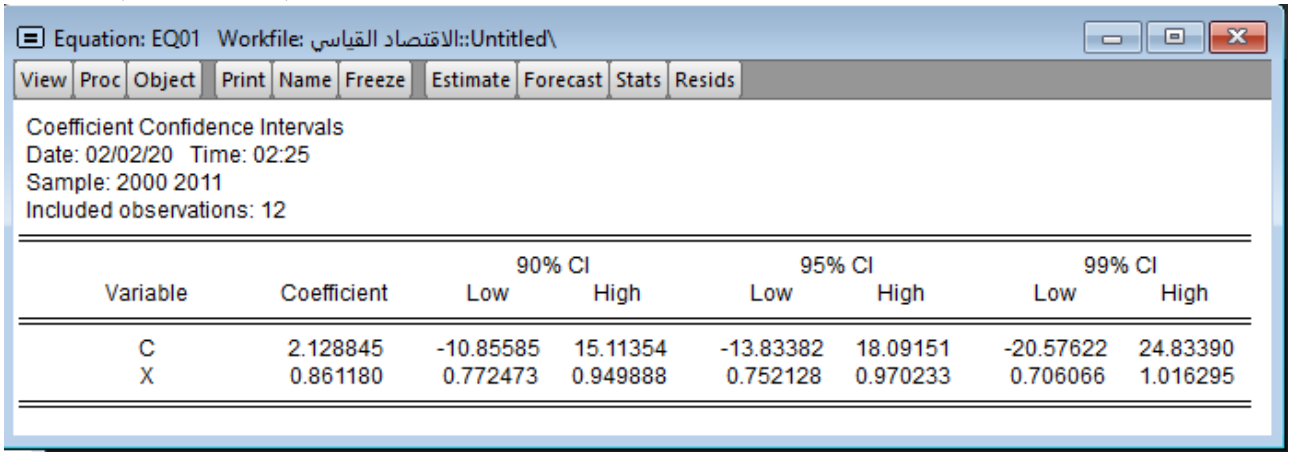
1) ضمن نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Confidence Intervals

2) يظهر مربع الحوار الآتي لاختيار احتمال الثقة:




3) يمكننا اختيار احتمال ثقة واحد أو تركها جميعاً، وبالنقر على OK تظهر النتائج في الجدول الآتي:



نلاحظ أن كل من الثابت والميل يقابله حد أدنى Low وحد أعلى High عند احتمال ثقة معين. فمثلاً:

$$P[-13.83 \leq b_0 \leq 18.09] = 95\%$$
$$P[0.75 \leq b_1 \leq 0.97] = 95\%$$

## اختبار قيم المعلمات بشكل خاص:

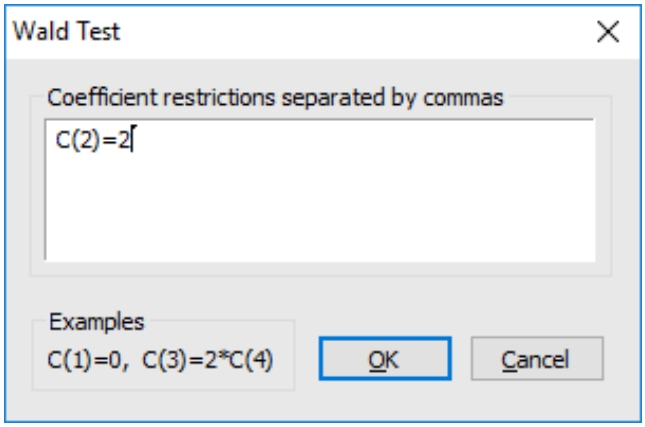
إذا كنا نريد اختبار الفرضية الآتية الخاصة بقيمة الميل في معادلة الانحدار (الحقيقية للمجتمع):

$$H_0: \beta_1 = 2 \qquad , H_1: \beta_1 \neq 2$$

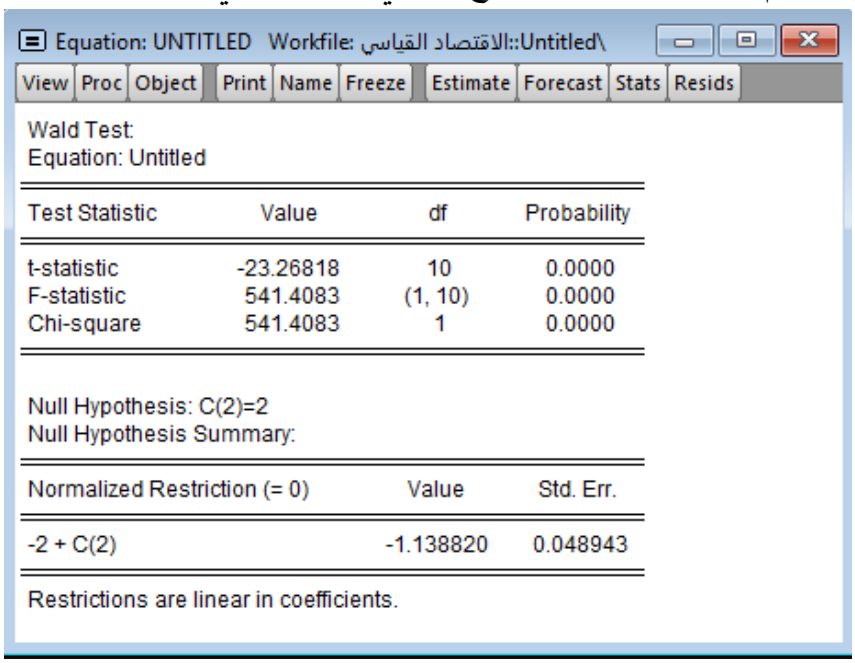
1) نتبع الخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Wald Test – Coefficient Restrictions

2) يظهر مربع الحوار الآتي:




3) نكتب فيه C(2)=2 ثم ننقر OK فتظهر النتائج كما في الجدول الآتي:




4) ننظر إلى قيمة مؤشـــر الاختبار t–statistic وقيمة احتمال الدلالة probability المقابل له باعتبار أن الاختبار لمعلمة واحد، ونقارنها مع $\alpha$ ونتخذ قرار قبول أو رفض فرضية العدم.

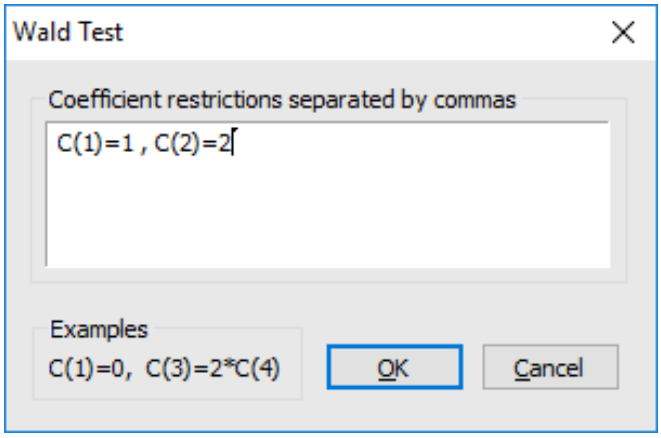
وإذا كنا نريد اختبار الفرضية الآتية:

$$H_0: \beta_0 = 1 , \beta_1 = 2 \qquad , H_1: \beta_0 \neq 1 , \beta_1 \neq 2$$

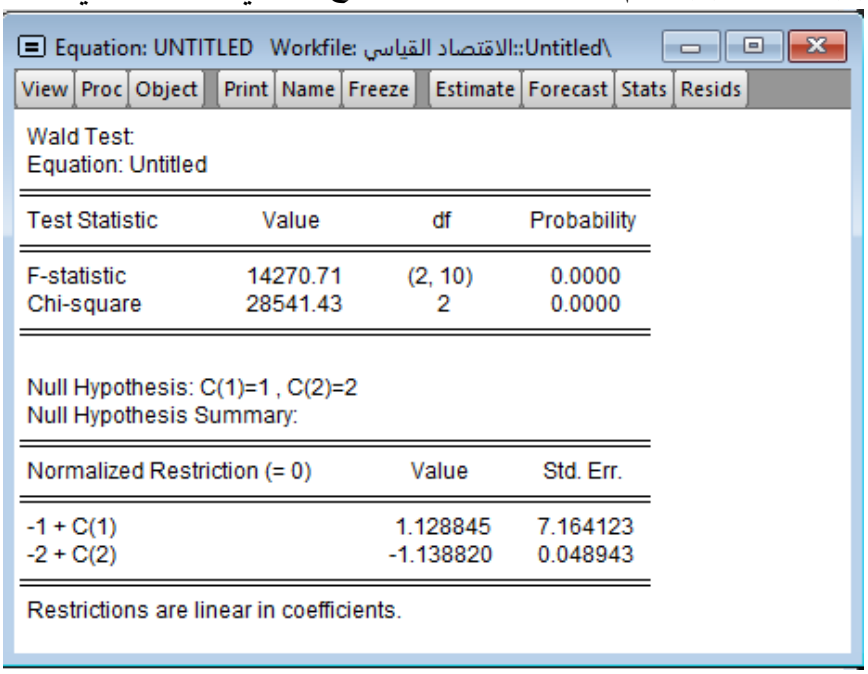
1) نتبع الخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Wald Test – Coefficient Restrictions

2) يظهر مربع الحوار الآتي:




3) نكتب فيه C(1) =1 , C(2)=2 ثم ننقر OK فتظهر النتائج كما في الجدول الآتي:




4) ننظر إلى قيمة مؤشـــر الاختبار F–statistic وقيمة احتمال الدلالة probability المقابل له باعتبار أن الاختبار لجملة معلمات، ونقارنها مع α ونتخذ قرار قبول أو رفض فرضية العدم.

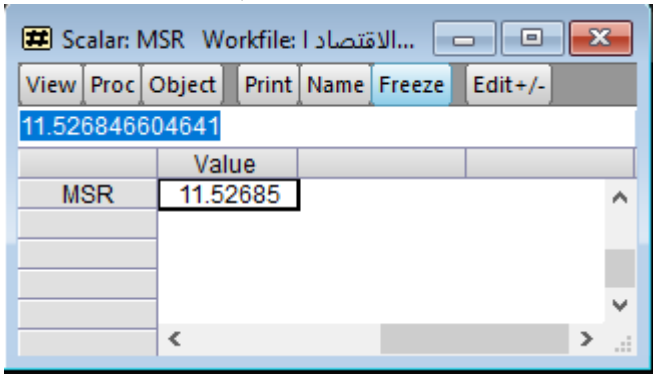
## حساب تباين حد الخطأ $\sigma_u^2$ = MSR أو $S^2$ :

هو مربع قيمة S.E. of regression الظاهرة في جدول المخرجات ضـــمن نافذة التقدير Equation.

ولحسابه نكتب الأمر الآتي في مربع الأوامر Command:

```
scalar MSR = 3.395121^2
```

يظهر في صندوق Workfile كائن باسم msr تظهر فيه تباين حد الخطأ كما يلي:

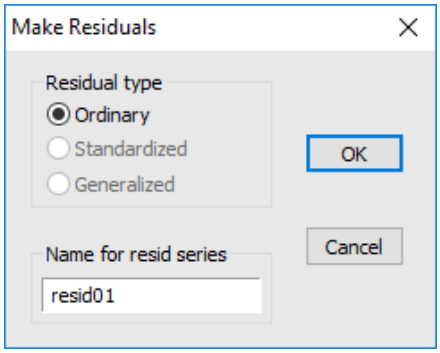



## تخزين سلسلة البواقي:

يفضل اتخاذ هذا الإجراء لأن سلسلة resid الافتراضية تتغير مع كل إجراء لتقدير جديد، لذلك فإن تخزين سلسلة البواقي الخاصة بنموذج معين تساعدنا عند الحاجة لاستخدامها في اختبارات لاحقة.

لتخزين سلسلة البواقي نتبع الخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation لاستخدامها فيما بعد:

Proc → Make Residual Series

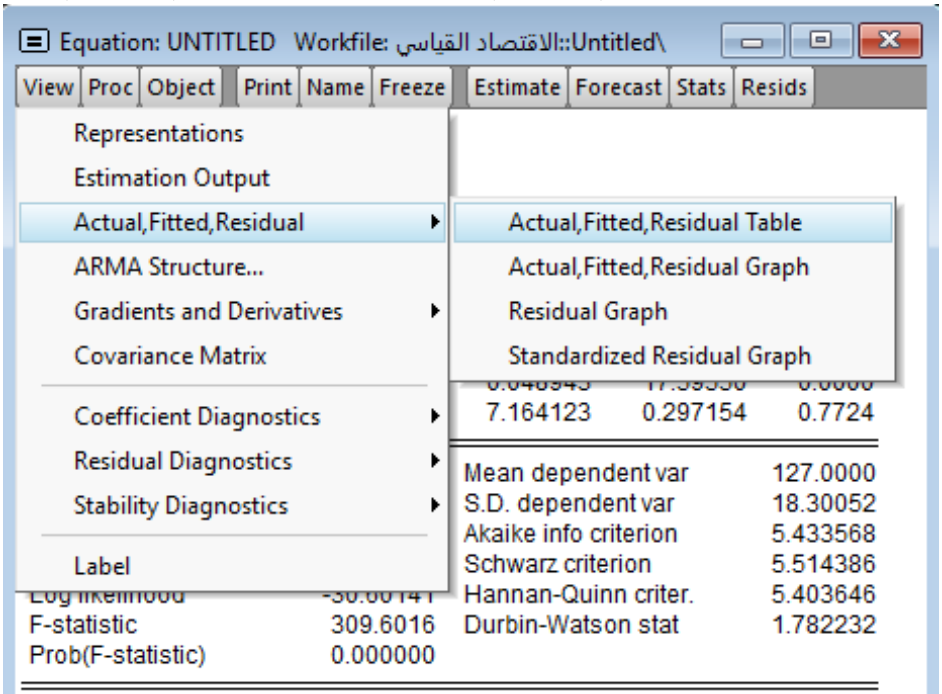



فيظهر مربع حوار Make Residuals حيث نختار اسم السلسلة في خانة Name foe resid series والاسم الافتراضي هو resid01 ثم Ok، فتظهر كسلسلة في نافذة ملف العمل Workfile.

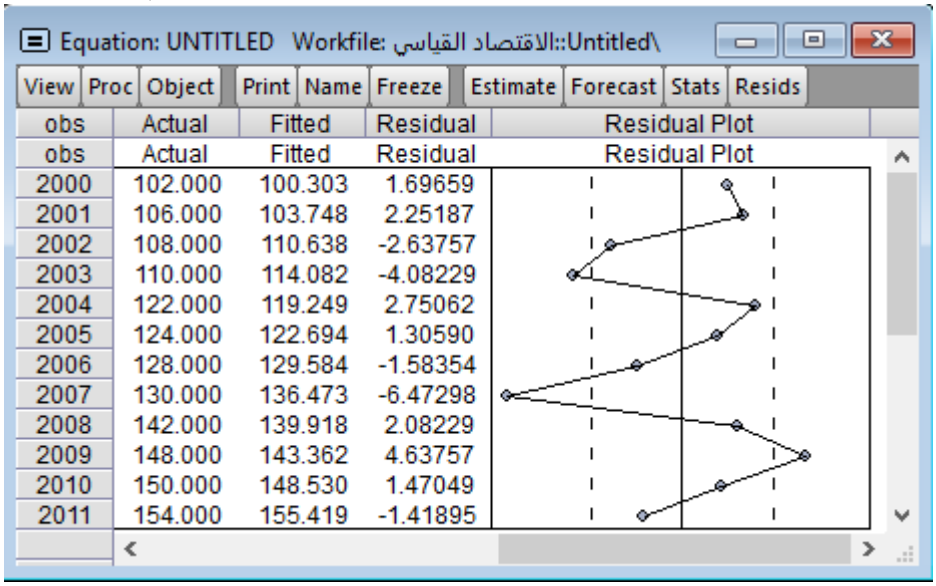
## التمثيل البياني للبواقي:

نتبع الخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation:

View → Actual, Fitted, Residuals → Actual, Fitted, Residuals Table



يظهر جدول فيه القيم الحقيقية للمتغير التابع Actual والقيم النظرية Fitted وقيم البواقي Residual مع رسم يظهر خلال الفترة الزمنية المدروسة Residual Plot حيث نلاحظ أن هناك خللاً في السنوات التي تكون قيم البواقي فيها خارج الحدين المسموحين.


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

| obs | Actual | Fitted | Residual | Residual Plot |
|---|---|---|---|---|
| obs | Actual | Fitted | Residual | Residual Plot |
| 2000 | 102.000 | 100.303 | 1.69659 | |
| 2001 | 106.000 | 103.748 | 2.25187 | |
| 2002 | 108.000 | 110.638 | -2.63757 | |
| 2003 | 110.000 | 114.082 | -4.08229 | |
| 2004 | 122.000 | 119.249 | 2.75062 | |
| 2005 | 124.000 | 122.694 | 1.30590 | |
| 2006 | 128.000 | 129.584 | -1.58354 | |
| 2007 | 130.000 | 136.473 | -6.47298 | |
| 2008 | 142.000 | 139.918 | 2.08229 | |
| 2009 | 148.000 | 143.362 | 4.63757 | |
| 2010 | 150.000 | 148.530 | 1.47049 | |
| 2011 | 154.000 | 155.419 | -1.41895 | |

## فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء:

من الفروض الخاصة أن تكون القيمة المتوقعة للخطأ العشوائي معدومة، وتباينه ثابت، بمعنى أن يكون توزيع حدود الخطأ طبيعياً $U_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ .

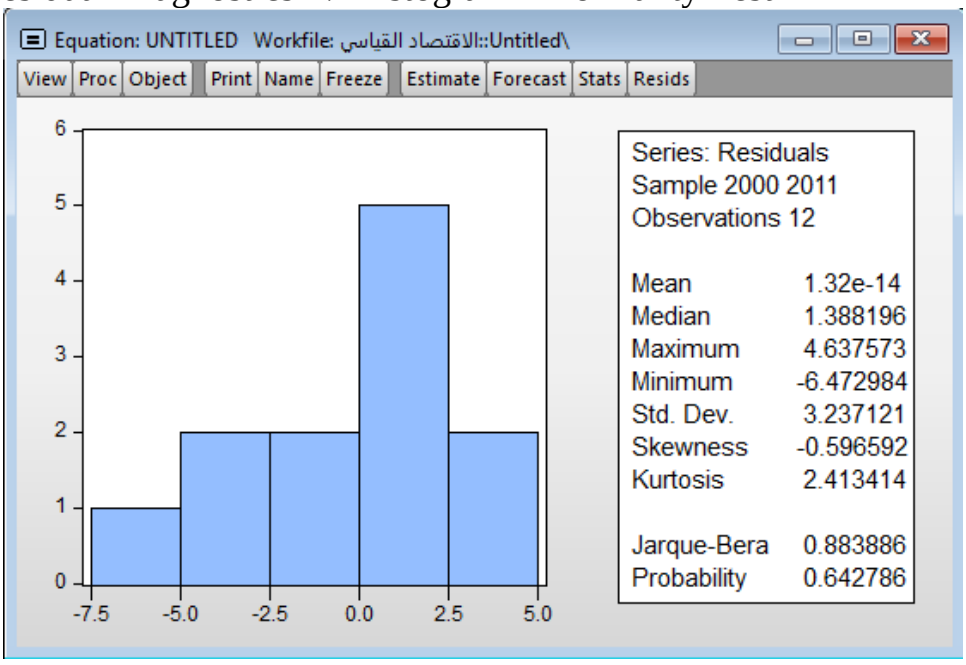
إذا لم تكن القيمة المتوقعة معدومة أي $E(U_i) \neq 0$ فهذا يعني أن مقدرات طريقة المربعات الصغرى لمعلمات الانحدار ستبقى غير متحيزة ما عدا الثابت $\beta_0$ سيكون متحيز بمقدار $E(U_i) = d$.

وبالنسبة لاختبار البواقي تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

$H_0$ : توزيع البواقي طبيعي  $H_1$ : توزيع البواقي غير طبيعي

ولاختبار هذه الفرضيات نتبع الخطوات التالية في نافذة التقدير Equation:

View → Residual Diagnostics → Histogram – Normality Test



يظهر في المخرجات كل من: المدرج التكراري للبواقي، وجدول فيه إحصـــاءات خاصـــة بحد الخطأ العشوائي كالوسط الحسابي والوسيط أعلى قيمة وأدنى قيمة والانحراف المعياري ومقياس الالتواء والتفرطح، وقد تعرضنا لشرحها عند دراسة الإحصاءات الوصفية.

كما تظهر نتائج اختبار Jarque- Bera فإذا كانت Probabitity < α نرفض $H_0$ أي أن توزيع البواقي غير طبيعي، أما إذا كانت Probabitity > α فإننا نقبل $H_0$ أي أن توزيع البواقي طبيعي.

وفي مثالنا نلاحظ أن القيمة المتوقعة للخطأ العشـــوائي معدومة، كما نلاحظ أن قيمة احتمال الدلالة لاختبار Jarque- Bera تساوي 0.64 وبما أنه أكبر من 0.05 فإن توزيع البواقي طبيعي.

## افتراض أن المتغير المستقل غير عشوائي:

أي لا يوجد ارتباط بين المتغير المســـتقل $X_i$ وحد الخطأ $U_i$، بمعنى أنهما مســـتقلان عن بعضـــهما البعض:

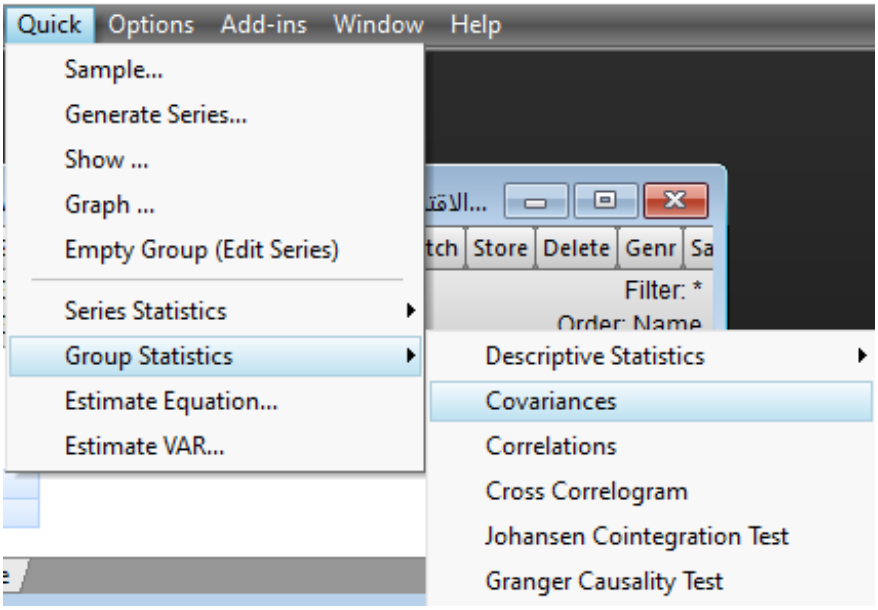
$$COV(U_i, X_i) = 0$$

والهدف من هذا الافتراض قياس أثر المتغير المستقل وحده على المتغير التابع، فإذا كان يرتبط خطياً بـ $U_i$ طردياً أو عكسياً سيكون هناك صعوبة في فصل تأثير $X_i$ و $U_i$ على $Y_i$.

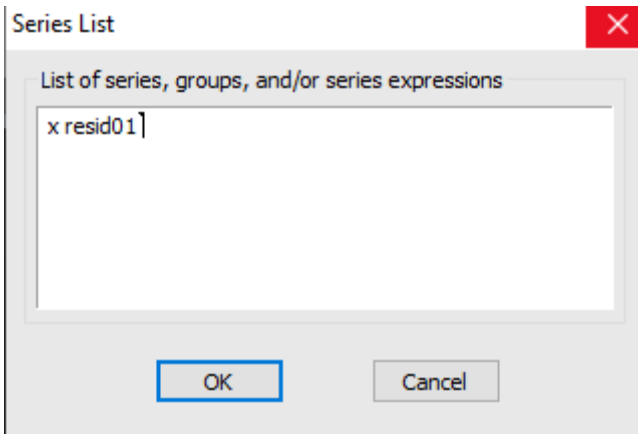
باستخدام برنامج EViews نتبع الخطوات الآتية:

1) نحدد في نافذة ملف العمل Workfile كل من السلسلتين X وresid01 (السلسلة المحفوظة للبواقي).
2) نتبع تسلسل الخطوات الآتية:

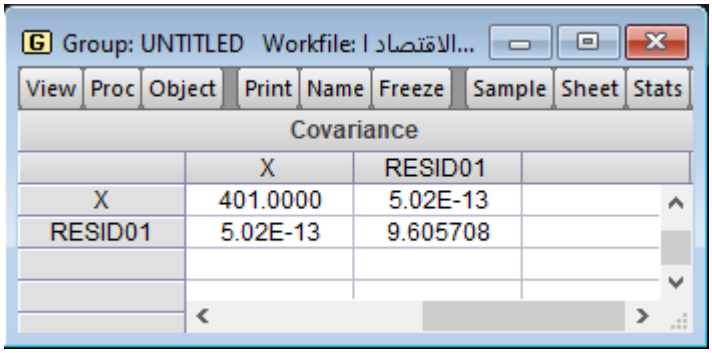
Quick → Group Statistics → Covariances




3) يظهر مربع حوار Series List وفيه أسماء المتغيرات كما يظهر أدناه:




4) تظهر مصفوفة التباين والتباين المشترك على الشكل الآتي:




| | X | RESID |
|---|---|---|
| X | $Var(X_i)$ | $Cov(X_i, U_i)$ |
| RESID | $Cov(U_i, X_i)$ | $Var(U_i)$ |

نلاحظ أن قيمة التباين المشترك معدومة، وبالتالي فإن المتغير المستقل مستقل عن حد الخطأ.

## في الختام:

إذا تحققت الفرضيات الخاصة بحد الخطأ العشوائي تكون المقدرات $\beta_i$ المقدرة بواسطة طريقة المربعات الصغرى أفضل مقدرات خطية غير متحيزة وهذا ما يسمى BLUE وهو اختصار لعبارة:

Best Linear Unbiased Estimators

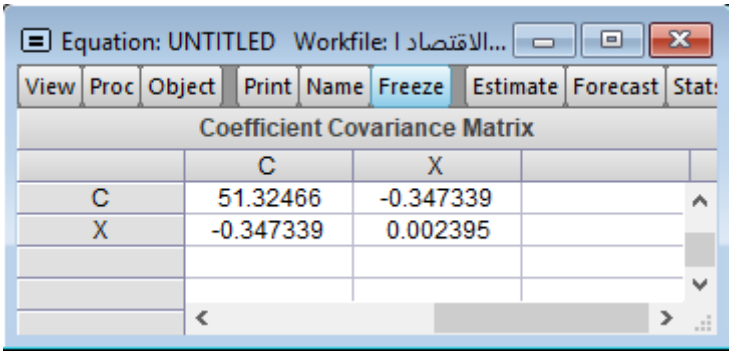
هذا يعني باختصار:

1) $\beta_0$ و $\beta_1$ قيم صحيحة.
2) $\beta_0$ و $\beta_1$ خطية أي [L].
3) $\beta_0$ و $\beta_1$ غير متحيزة بالمتوسط أي [U].
4) لها أقل تباين بين المقدرات الخطية غير المتحيزة وهذا يسمى بالكفاءة (Efficiency) أي [E]، ويستدل عليه بالخطأ المعياري للمقدر Std. Error.

وتعطى مصفوفة التباينات المشتركة بالخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation:

View → Covariance Matrix

فتظهر النتائج كالآتي:




| | C | X |
|---|---|---|
| C | $Var(\beta_0)$ | $Cov(\beta_0, \beta_1)$ |
| X | $Cov(\beta_0, \beta_1)$ | $Var(\beta_1)$ |

# الانحدار الخطي المتعدد

**تمرين (3):**

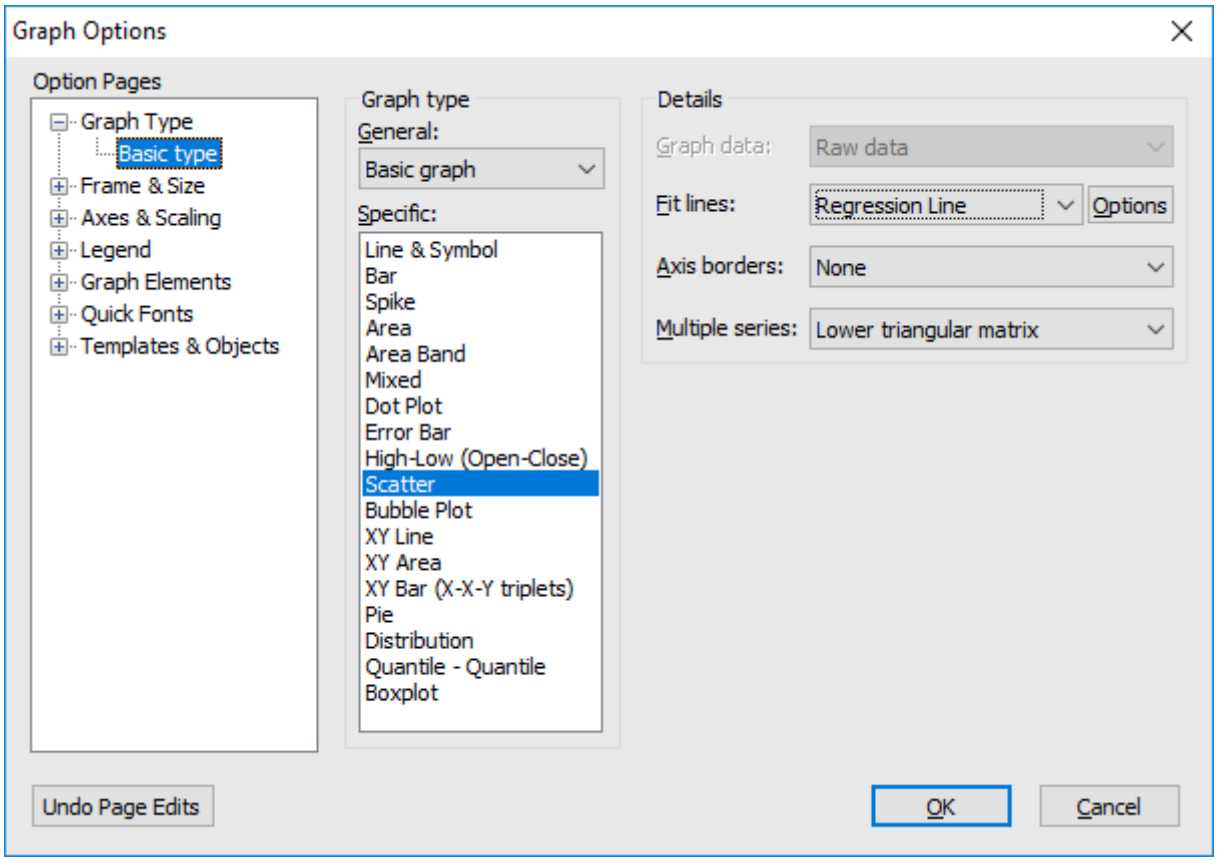
لتكن لدينا البيانات الفرضية التالية:

| Y | 12 | 14 | 10 | 16 | 14 | 19 | 21 | 19 | 21 | 16 | 19 | 21 | 25 | 21 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| X1 | 2 | 1 | 3 | 6 | 7 | 8 | 8 | 5 | 5 | 8 | 4 | 9 | 12 | 7 |
| X2 | 45 | 43 | 43 | 47 | 42 | 41 | 32 | 33 | 41 | 38 | 32 | 31 | 35 | 29 |
| X3 | 121 | 132 | 154 | 145 | 129 | 156 | 132 | 147 | 128 | 163 | 161 | 172 | 174 | 180 |

## رسم شكل الانتشار:

1) نتبع الخطوات الآتية: Graph → Quick فيظهر مربع حوار Series List فنكتب فيه أسماء المتغيرات كما رأينا سابقاً بالترتيب التالي: y x1 x2 باعتبار أننا نريد دراسة انحدار هذين المتغيرين المستقلين فقط على المتغير التابع.

2) ننقر Ok فيظهر مربع حوار Graph Option:

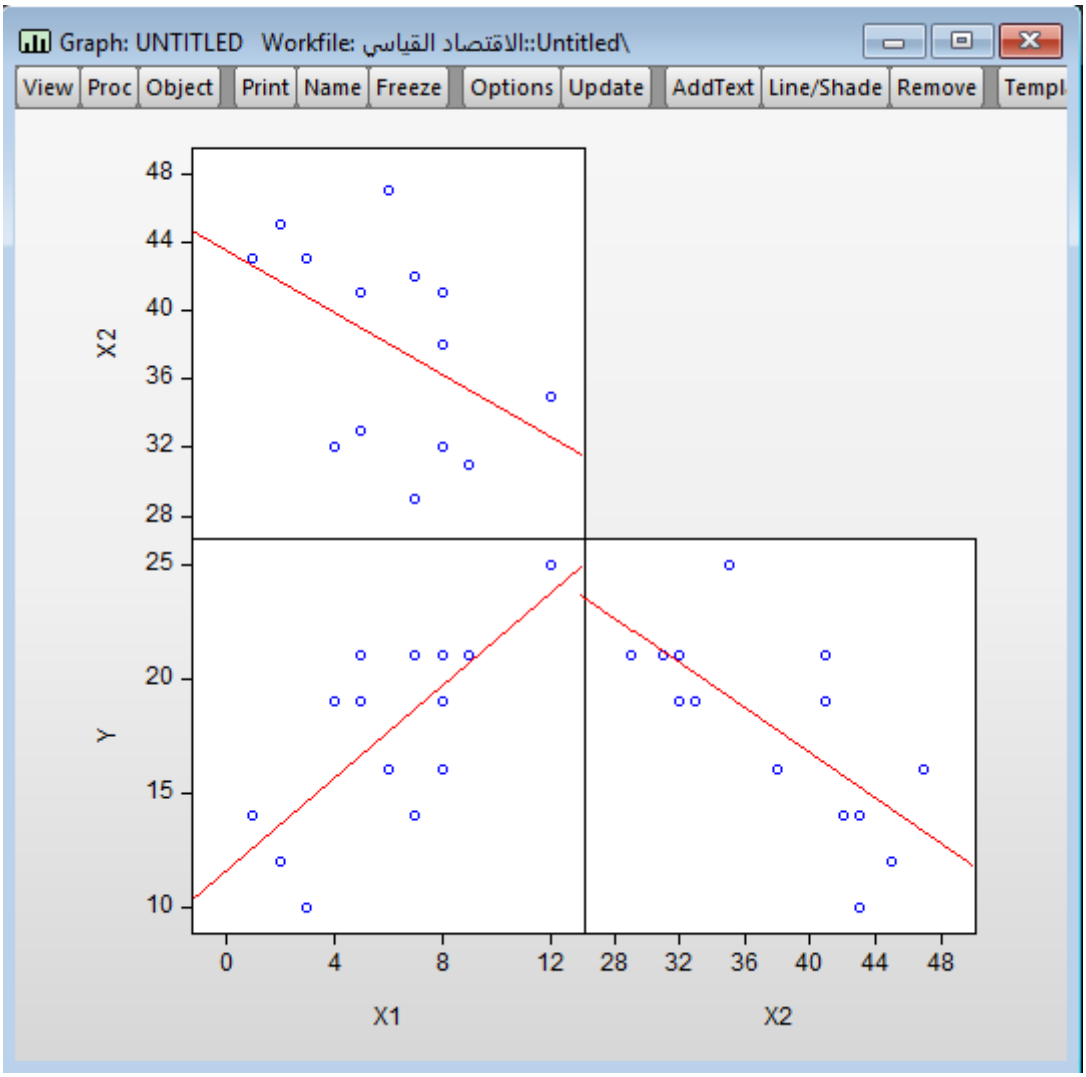



3) نختار الخيار Scatter ضمن القسم Specific.

4) نختار الخيار Regression Line ضمن خانة Fit lines.

5) نختار الخيار Lower triangular matrix ضمن خانة Multiple series.

6) ننقر Ok فيظهر شكل الانتشار على الشكل الآتي:

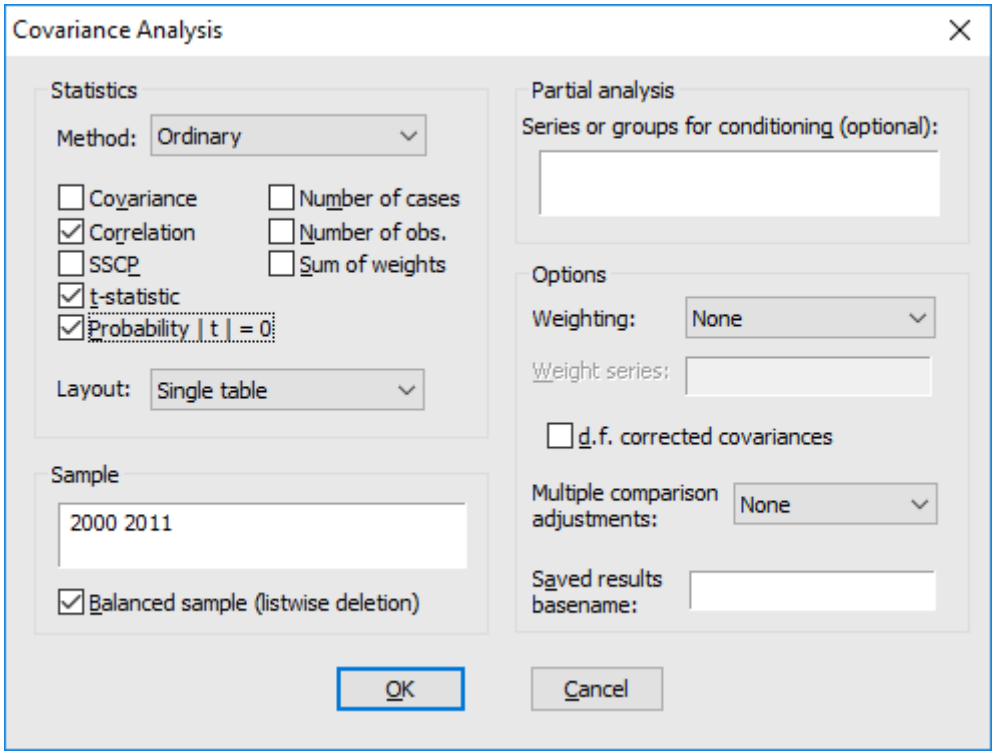



ومن خلال شـــكل الانتشـــار يمكن أن نحدد إذا كانت العلاقة خطية أو لا بين المتغير التابع وكل من المتغيرات المستقلة، وبين المتغيرات المستقلة فيما بينها.

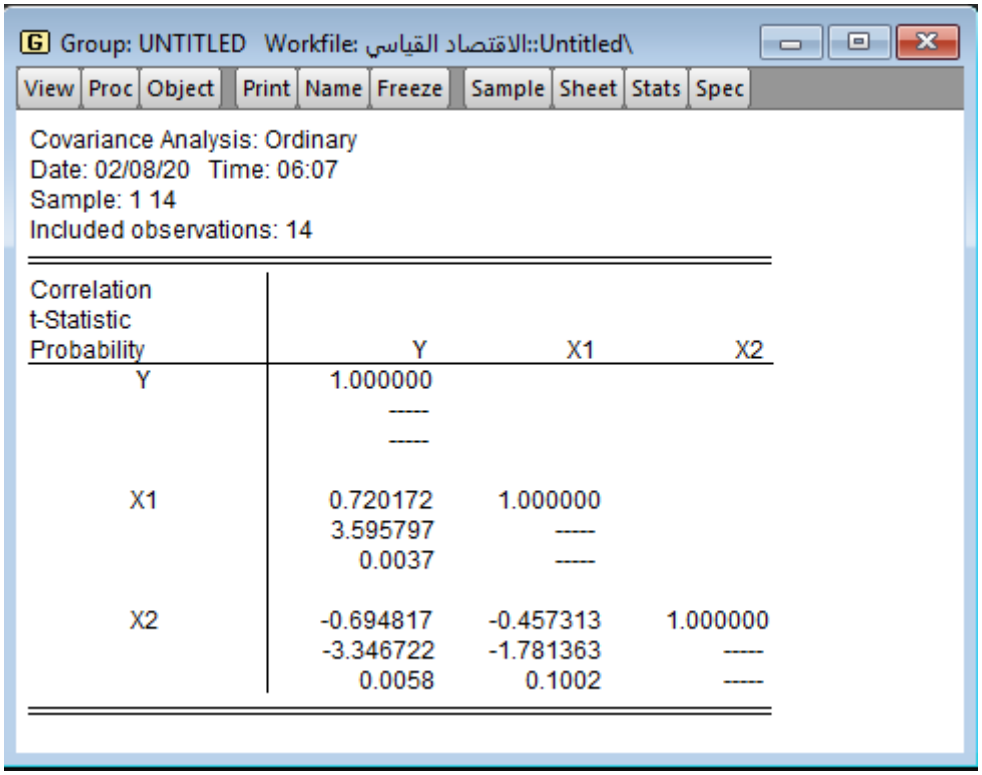
## حساب معاملات الارتباط مع اختبار معنويتها:

إذا أردنا إظهار معاملات الارتباط مع اختبارها عند مستوى دلالة $\alpha$ نتبع الخطوات التي سبق ذكرها في المحاضرة السابقة:

1) نحدد المتغيرات في نافذة ملف العمل Workfile: y x1 x2
2) ننقر بـالزر اليميني فوق أحـدهـا ونتبع مـا يلي: Open → as Group فيظهر جـدول يحتوي المتغيرات المحددة.
3) تتبع الخطوات الآتية من جديد: View → Covariance Analysis فيظهر مربع الحوار الآتي:

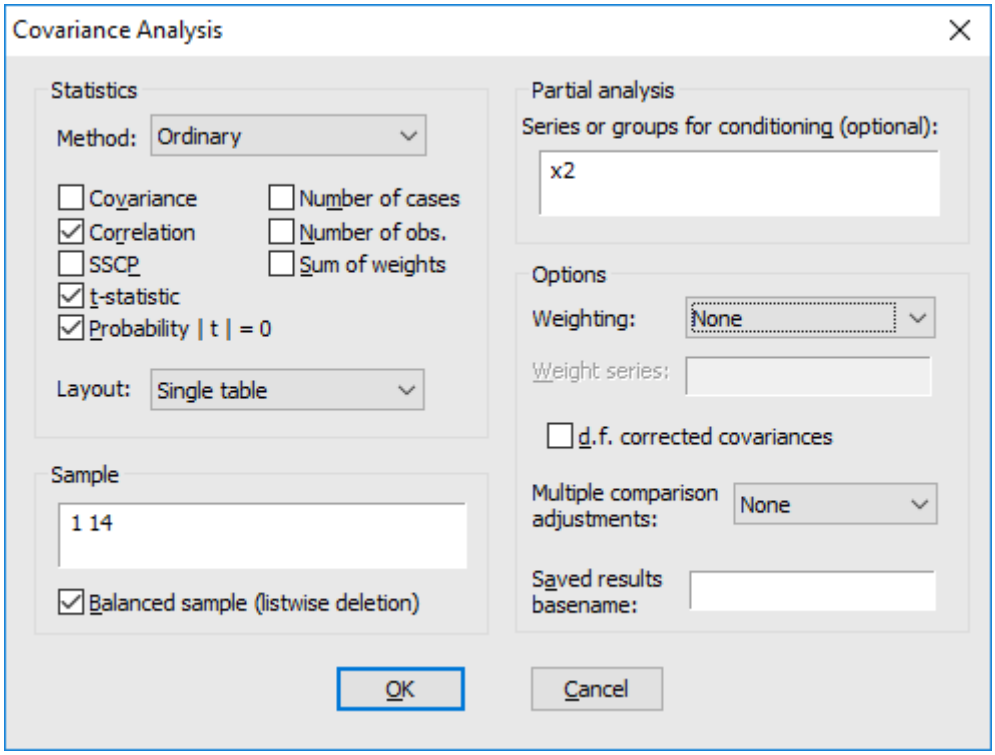



4) نحدد في النافذة السـابقة كل من الخيارات: Correlation ، t-statistic ، Probability |t| = 0 فتظهر مصفوفة معاملات الارتباط مع قيمة مؤشر الاختبار t واحتمال الدلالة Probability لمعاملات الارتباط.

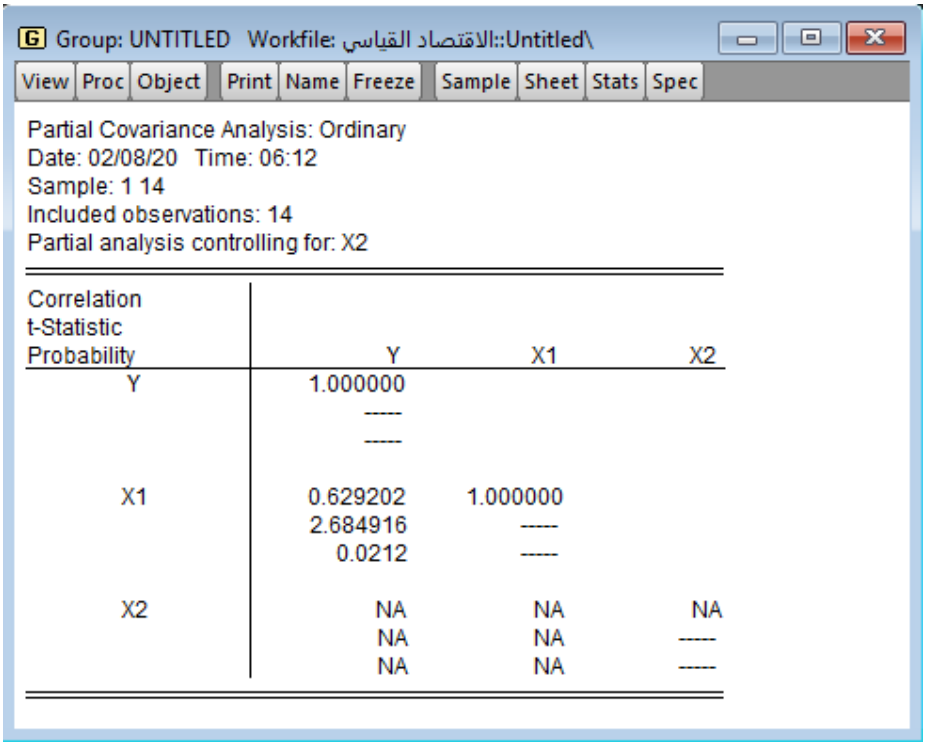


## حساب معاملات الارتباط الجزئية مع اختبار معنويتها:

لإيجاد معاملات الارتباط الجزئية نتبع الخطوات نفســـها ولكن نكتب في القســـم Partial analysis أســـماء المتغيرات المراد تثبيتها، فلحســـاب معامل الارتباط الجزئي $ryx_1/x_2$ نثبت المتغير $X_2$ كما نلاحظ في الصورة:



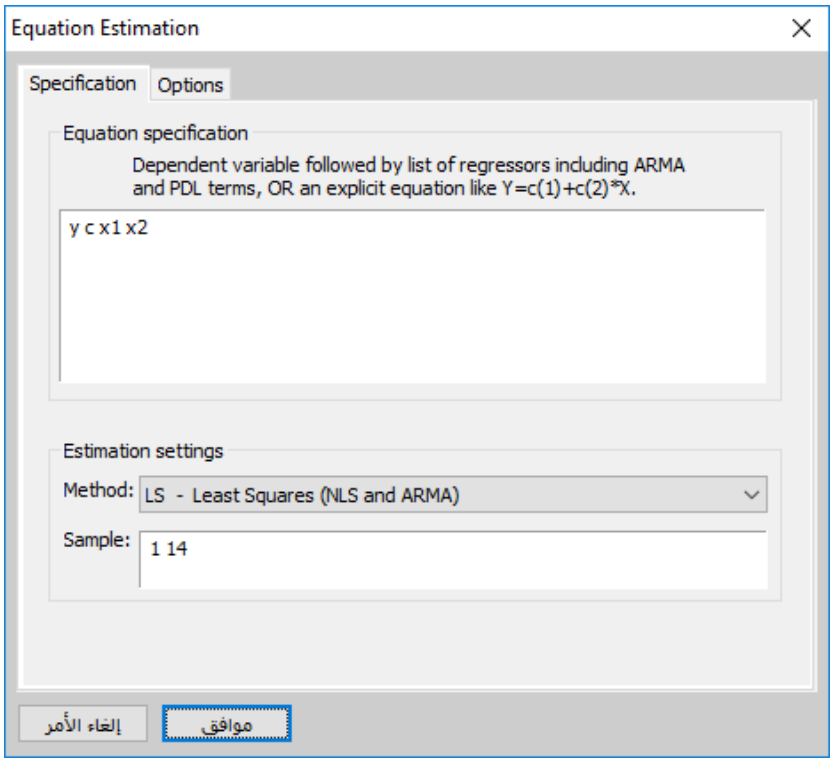

فتكون النتائج كما هو موضح أدناه:



## تقدير النموذج:

نتبع نفس الخطوات التي اتبعناها لإجراء الانحدار الخطي البسيط: Quick → Estimate Equation

فيظهر مربع حوار Equation Estimation:




وتكون النتائج على الشكل الآتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 06:18
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

إن تفسير المخرجات مشابه لما أوردناه في الانحدار البسيط، ونختصره لعدم الإطالة.

## اختبارات الثبات بواسطة الانحدار التدريجي:

تستخدم لتحديد مدى ثبات المعلمات الخطية للنموذج المقترح؛ أي لمعرفة ما إذا كان النموذج صحيحاً فيما لو استخدمنا معطيات أخرى غير التي استخدمناها في التقدير.

إن مفهوم الانحدار التدريجي يعني التقدير التتابعي للنموذج مع زيادة تدريجية بعد المشاهدات. ويعتمد هذا الاختبار على التمثيل البياني لتطور معلمات النموذج عبر الزمن، والنظر إلى مدى ثباتها ضمن مجال ثقة محدد عادة (2SE)، فإذا كانت القيم المقدرة للمعلمات ضمن حدي الثقة فهذا يعني أن المعلمات تتميز بالثبات ولا يوجد تغيير هيكلي في البيانات المستخدمة.

**تمرين (4):**

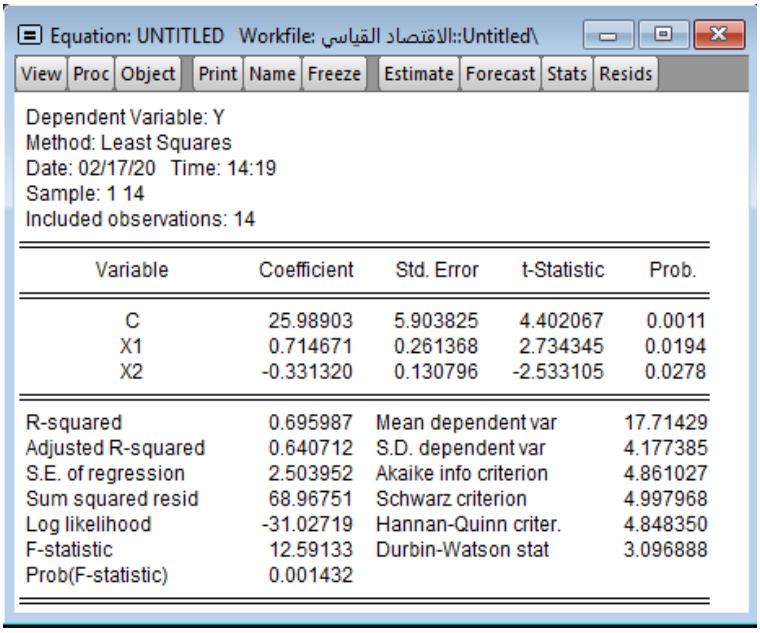
لتكن لدينا البيانات الفرضية التالية:

| | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 12 | 14 | 10 | 16 | 14 | 19 | 21 | 19 | 21 | 16 | 19 | 21 | 25 | 21 |
| X1 | 2 | 1 | 3 | 6 | 7 | 8 | 8 | 5 | 5 | 8 | 4 | 9 | 12 | 7 |
| X2 | 45 | 43 | 43 | 47 | 43 | 41 | 32 | 33 | 41 | 38 | 32 | 31 | 35 | 29 |

المطلوب: تقدير نموذج الانحدار الخطي، ثم اختبار وجود تغيير هيكلي محتمل في البيانات المدروسة وذلك بواسطة ثبات المعلمات التدريجي واختبارات CUSUM.

لإجراء هذه الاختبارات نتبع الخطوات الآتية:

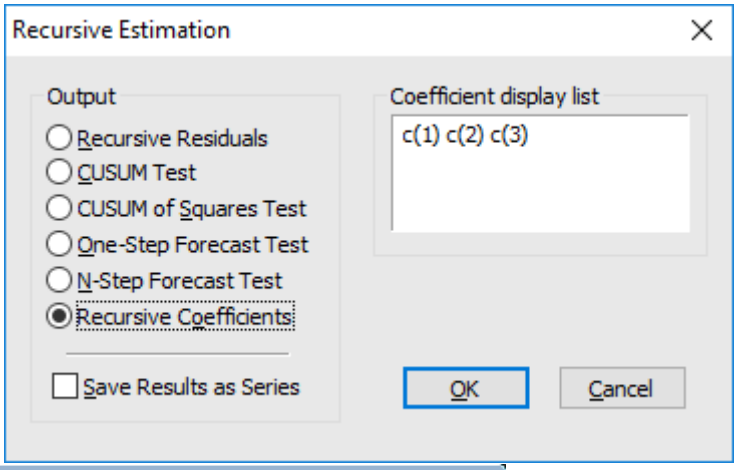
1) نقوم بتقدير النموذج وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح في الصورة.



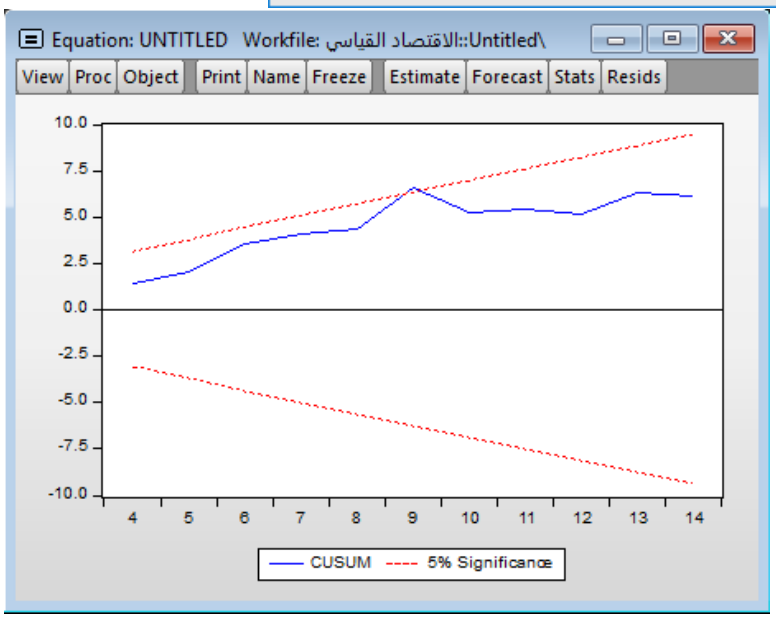

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Stability Diagnostics → Recursive Estimates (OLS only)

3) يظهر مربع الحوار الآتي، ولدينا الخيارات الثلاثة:

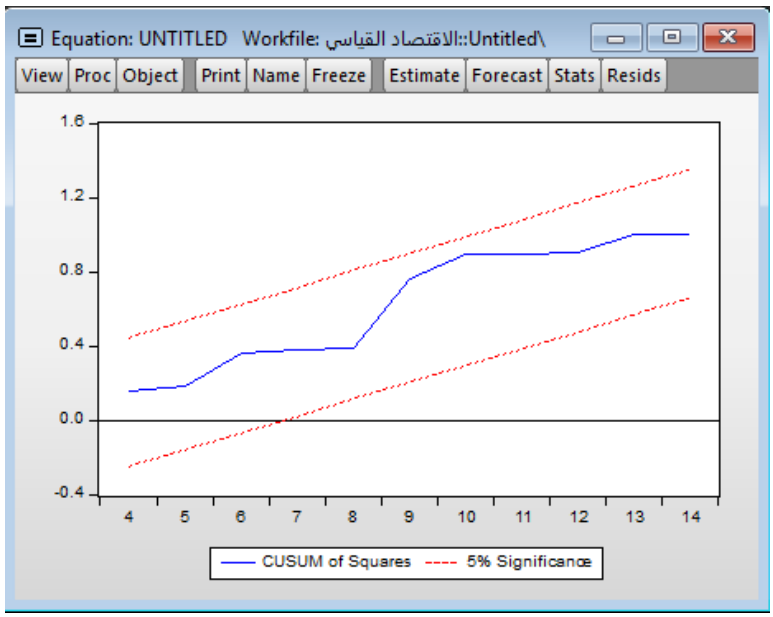



1) اختبار CUSUM (Cumulative SUM):



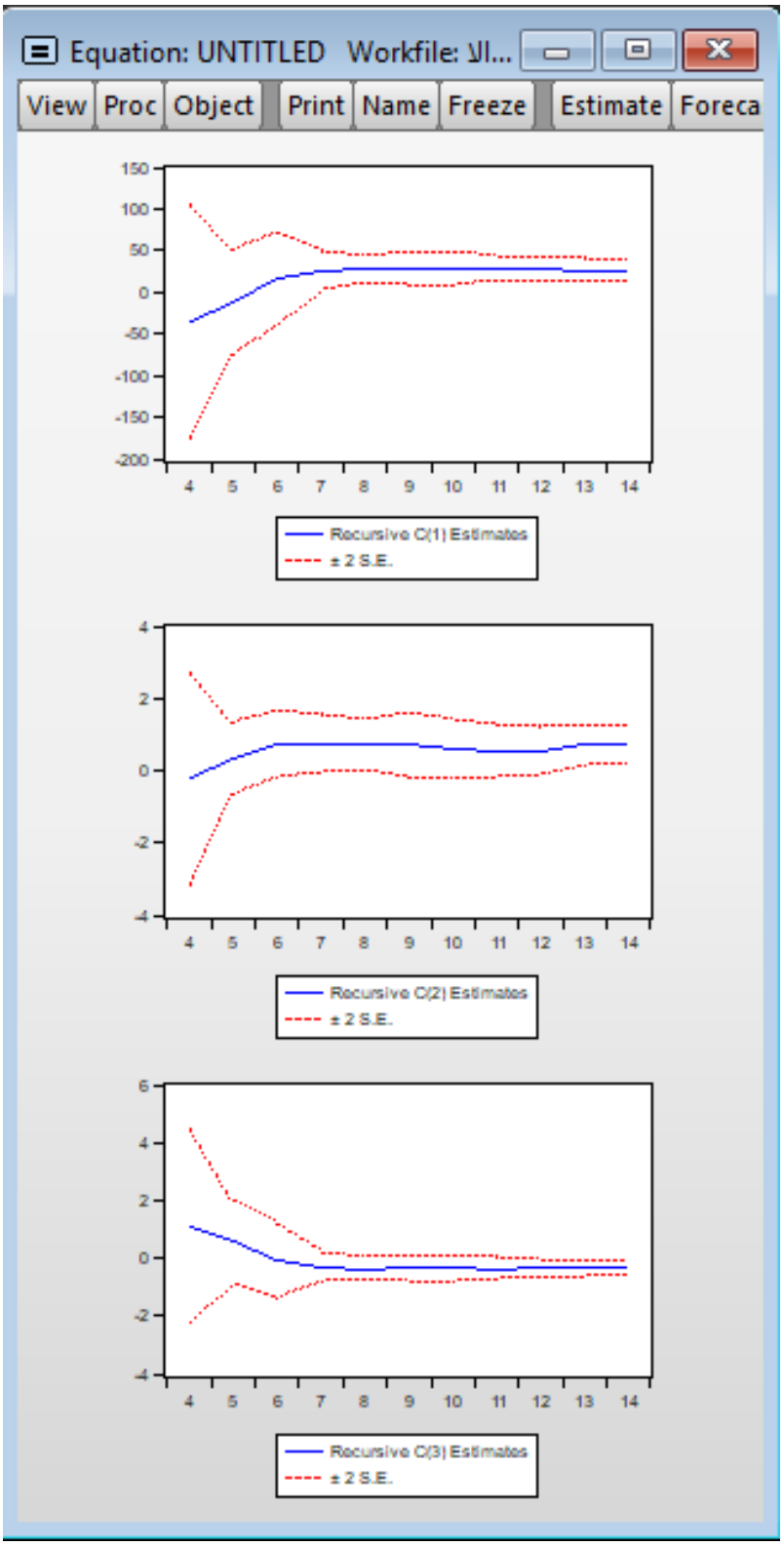

وهو يعني المجموع التراكمي لبواقي الانحدار التدريجي عبر الزمن، وإن أيَّ خروج للمجموع التراكمي خارج الحدين يعني أن المعلمات غير ثابتة، وبالتالي: يعني وجود تغيرات هيكلية ضمن سلسلة البيانات المستخدمة. ولإجرائه نختار الأمر CUSUM TEST.

2) اختبار CUSUM SQ (CUSUM of Square):




يكشف عن التعديلات العشوائية في سلوكية النموذج المستخدم، وتبقى البواقي التراكمية ضمن خطي القيم الحرجة عند مستوى الدلالة المحدد في حال ثبات المعلمات عبر الزمن. ولإجرائه نختار الأمر CUSUM of Squares Test.

3) من أجل التمثيل البياني لمعلمات النموذج التدريجية مع فترات الثقة الموافقة لكل منها نختار الأمر Recursive Coefficient ونكتب المعلمات ضمن مربع Coefficient display list.




وطالما أن الخط ضمن حدود الثقة فإننا نرفض فرضية عدم ثبات المعلمات وفرضية التغيير الهيكلي في بيانات الدراسة.

## نموذج الانحدار المعياري:

يستخدم هذا النموذج لمقارنة الأهمية النسبية لمجموعة المتغيرات المستقلة في نموذج الانحدار المتعدد من خلال مقارنة قيم المعلمات المعيارية المقدرة باستخدام نموذج الانحدار المعياري عند اختلاف وحدات القياس بين المتغيرات المستقلة.

1) بالتطبيق على التمرين السابق (4) بعد تقدير النموذج فإننا نحصل على معلمات نموذج الانحدار المعياري باتباع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Scaled Coefficients

2) تظهر النتائج في جدول خاص، وتمثل المعلمات المعيارية القيم المقابلة للمتغيرات المستقلة في العمود Standardized Coefficient كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Scaled Coefficients
Date: 02/17/20 Time: 15:27
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Standardized Coefficient | Elasticity at Means |
|---|---|---|---|
| C | 25.98903 | NA | 1.467123 |
| X1 | 0.714671 | 0.508679 | 0.244948 |
| X2 | -0.331320 | -0.471242 | -0.712070 |

تمثل المعلمة المعيارية $b_j^*$ التغير في القيمة المتوقعة للمتغير التابع المعياري $Y_i^*$ بوحدات الانحراف المعياري الناتج عن تغير $X_{ji}^*$ بانحراف معياري واحد بافتراض ثبات قيمة المتغيرات المستقلة المعيارية الأخرى.

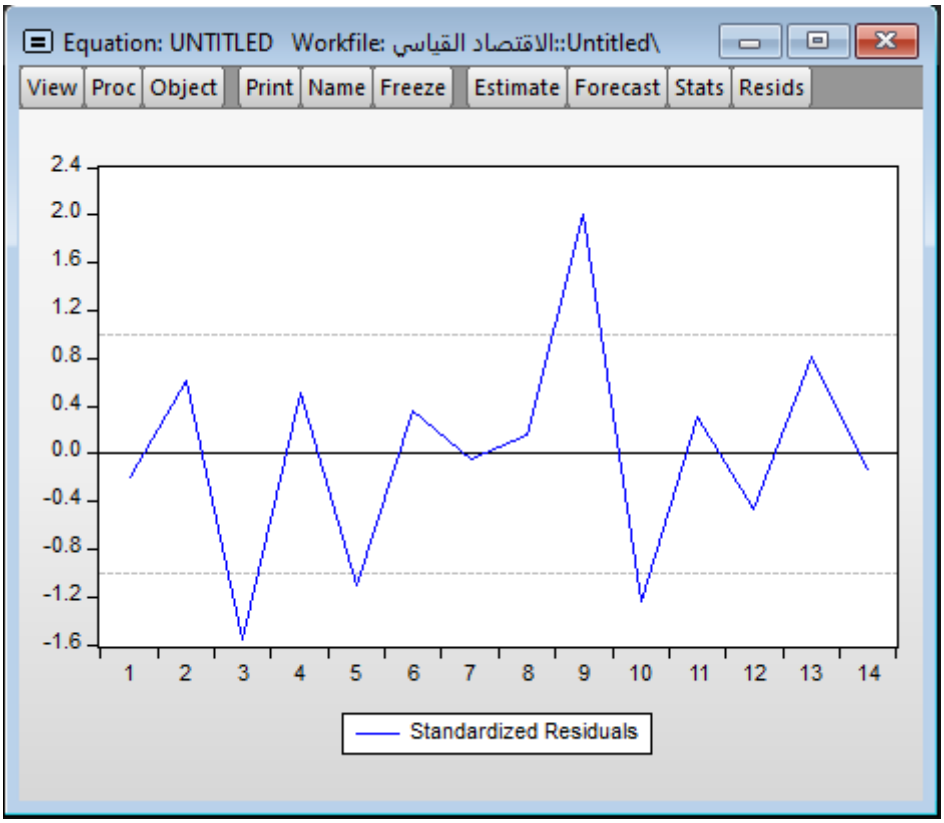
## فرضية الخطية لدالة الانحدار:

للتأكد من فرضية الخطية لدالة الانحدار يجب ألا تأخذ نقاط الانتشار نمطاً معيناً أو منتظماً حول الصفر عند رسم شكل الانتشار للبواقي المعيارية، حيث يجب أن يكون المتوسط معدوماً والتباين ثابتاً، ولا وجود لبروزات خارج حدي الثقة، ولا يوجد أي اتجاه معين لنقاط الانتشار تصاعدياً أو تنازلياً، فإن تحقق ذلك فهذا يعني أن النموذج الخطي المقدر ملائم لتمثيل بيانات الدراسة.

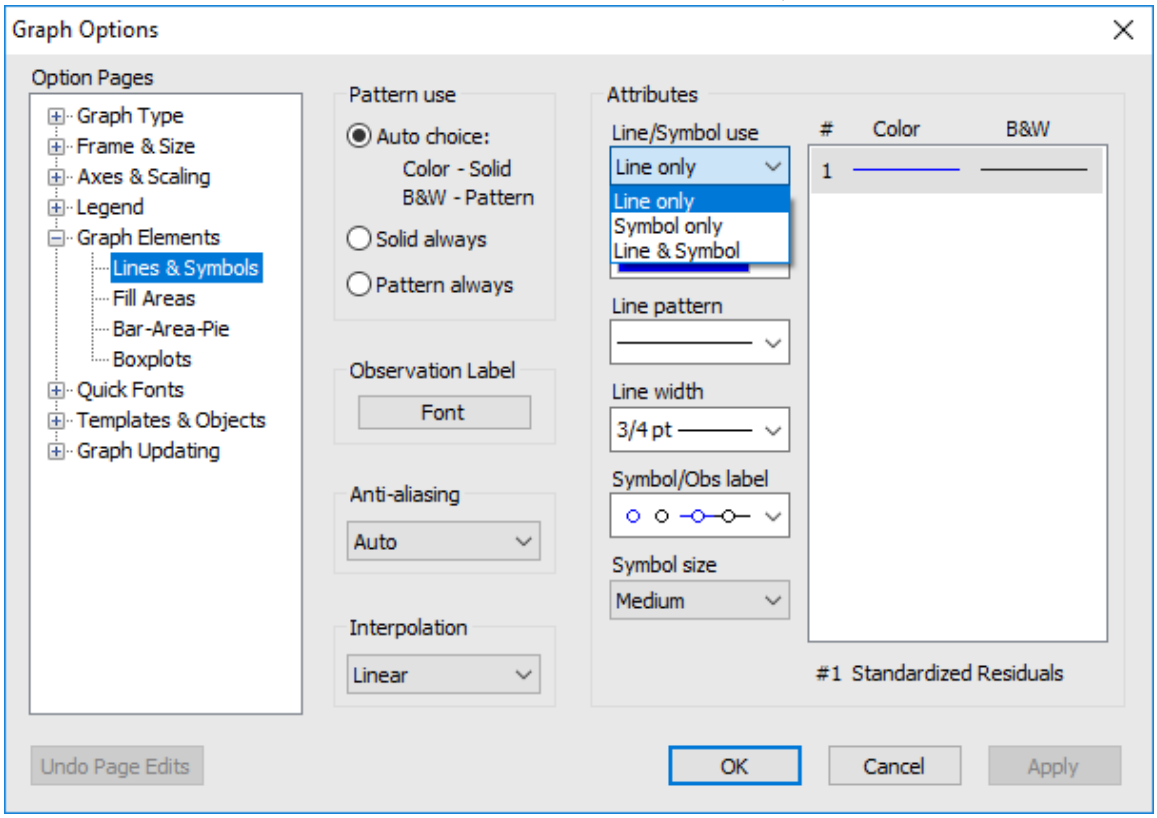
1) بالتطبيق على التمرين السابق (4) بعد تقدير النموذج نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Actual, Fitted, Residuals → Standardized Residuals Graph

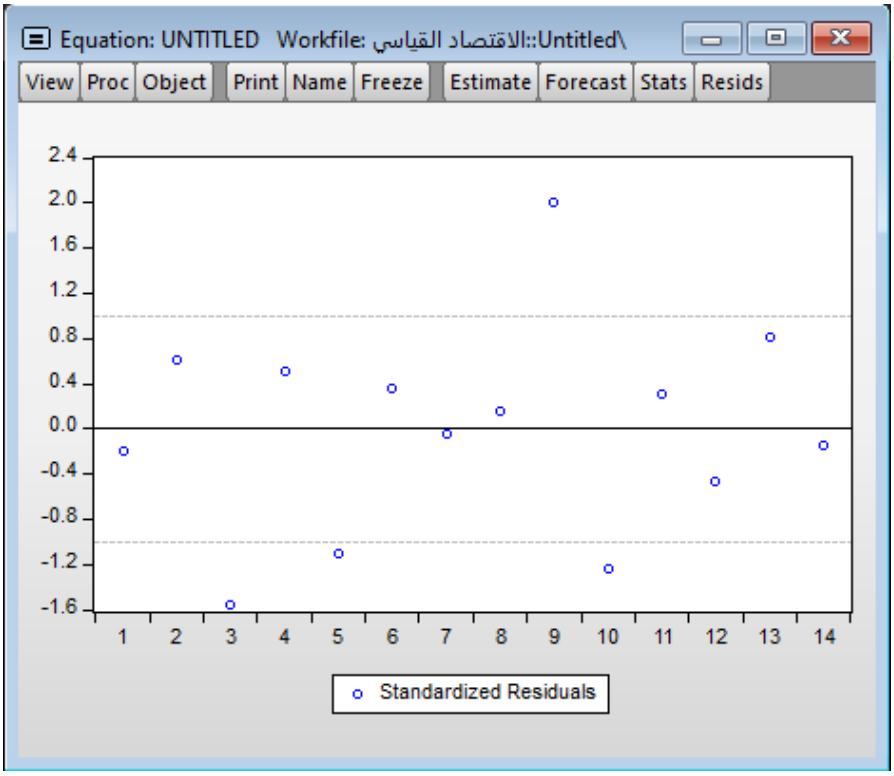
2) يظهر الشكل البياني لانتشار البواقي المعيارية:




3) يمكننا بالنقر المزدوج على الخط البياني الظاهر تعديل الشكل من خط إلى نقاط انتشار حيث يظهر مربع حوار Graph Options كما يأتي:



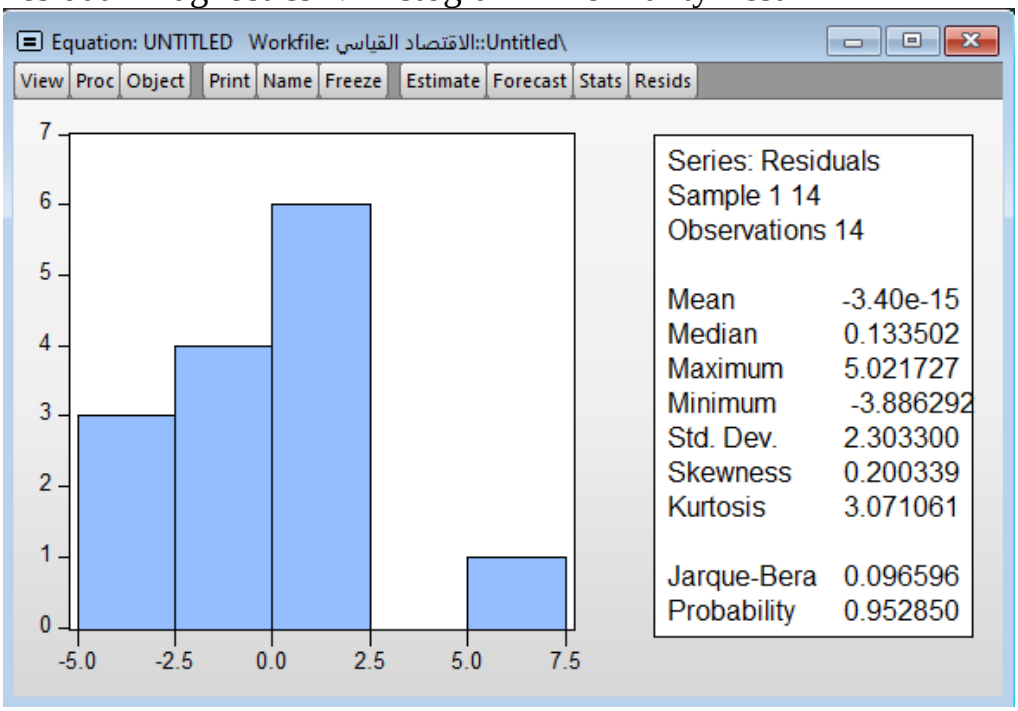

4) نختار الأمر Symbol only من الخانة Attributes (Line/Symbol use) ثم ننقر OK فيصبح شكل الانتشار كما يأتي:




من خلال الشكل نلاحظ أن نقاط الانتشار لا تأخذ نمطاً معيناً أو منتظماً حول الصفر، وبالتالي فإن فرضية النموذج الخطي مناسبة لتمثيل البيانات الحالية.

5) وللتحقق من فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء نتبع الخطوات التالية:

View → Residual Diagnostics → Histogram – Normality Test




نلاحظ أن القيمة الاحتمالية لاختبار Jarque- Bera تســـاوي 0.95 وبما أنه أكبر من 0.05 فإن توزيع البواقي طبيعي.

# اختبارات مشتقة من تحليل التباين

هناك اختبارات مشتقة من تحليل التباين لمعالجة أخطاء التوصيف سنقوم بدراستها تفصيلياً وكيفية تطبيقها على برنامج EViews وعلى نفس التمرين السابق (4).

## مشاكل اختيار المتغيرات المستقلة:

1) أحياناً يجب أن يوجد في النموذج متغير مهم، إلا أنه غير موجود وذلك بسبب تجاهل الباحث لهذا المتغير أو نسيانه أو بسبب عدم توفر بيانات حول هذا المتغير. هذا الأمر سيؤدي إلى مشكلة تحيز حذف هذا المتغير، وبالتالي مشكلة في تحيز توصيف النموذج مما يجعل المعادلة المقدرة غير دقيقة بسبب التحيز في تقدير قيم معلمات الانحدار.
2) إحدى المشكلات أيضاً تتمثل بوجود متغيرات غير ملائمة من الناحية الاقتصادية؛ بمعنى أنه لا علاقة لها اقتصادياً بالمتغير التابع. هذا الأمر سيؤدي إلى زيادة تباين معلمات الانحدار المقدرة، وبالتالي انخفاض القيمة المطلقة لاختبار t مما يجعلنا نقبل $H_0$ بالنسبة للمعلمات، كما سيؤدي إلى نقص في قيمة معامل التحديد المصحح (وليس قيمة معامل التحديد).

ويمكن تلخيص ما ذكرناه كما يلي:

| التأثير على تقدير المعلمات / الخطأ | التحيز | التباين |
|---|---|---|
| حذف متغيرات مستقلة مهمة | نعم | يقل |
| إضافة متغيرات مستقلة غير ملائمة | لا | يزداد |

## أولاً: اختبار إدخال متغير أو مجموعة متغيرات تفسيرية إضافية للنموذج:

هناك مجموعة طرق يمكن استخدامها في هذا الإطار:

### الطريقة الأولى: إدخال متغيرات إضافية لمعرفة تأثيرها على توصيف النموذج:

يتم في هذا الاختبار تقييم مساهمة إضافة متغير أو أكثر من المتغيرات المستقلة للمتغيرات المضمنة أصلاً في نموذج الانحدار.

سندرس فيما لو كان النموذج الأساسي من الشكل: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$

وأردنا دراسة إدخال المتغير X3 ليصبح النموذج: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* X_3$

وبذلك تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

- فرضية العدم: لا يوجد تأثير معنوي للمتغيرات التفسيرية المضافة في شرح تقلبات المتغير التابع بمعنى أن النموذج الأساسي تم توصيفه بشكل جيد.

$H_0: \beta_1^* = \beta_2^* = \ldots\ldots = \beta_p^*$

- الفرضية البديلة: إن إضافة المتغيرات التفسيرية لها تأثير معنوي في شرح تقلبات المتغير التابع؛ بمعنى أن النموذج الأساسي لم يتم توصيفه جيداً.

$H_1: \beta_j^* \neq 0 \quad : \quad \forall j$ يوجد على الأقل واحد من المعلمات غير معدوم

حيث $\beta_1^*, \beta_2^*, \ldots\ldots, \beta_p^*$ هي معلمات المتغيرات التفسيرية المضافة.

ولإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج بوجود المتغيرات التفسيرية الأساسية وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح في الصورة:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 00:33
Sample: 1 14
Included observations: 14

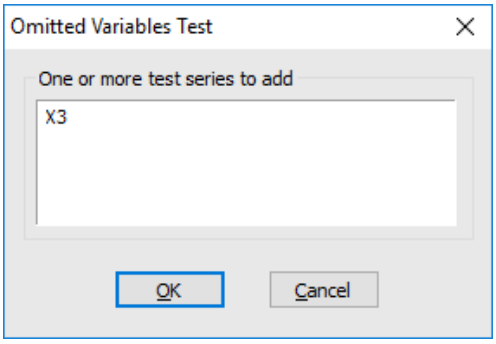
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Omitted Variables Test – Likelihood Ratio

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب ضمنه اسم المتغير المراد إضافته على النموذج (مثلاً X3)، ثم ننقر OK فتظهر النتائج كالتالي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Omitted Variables Test
Null hypothesis: X3 are jointly significant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2
Omitted Variables: X3

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 0.713768 | 10 | 0.4917 |
| F-statistic | 0.509465 | (1, 10) | 0.4917 |
| Likelihood ratio | 0.695676 | 1 | 0.4042 |

5) إن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 0.509 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.49 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم.

مع ملاحظة أن قيمة احتمال الدلالة الخاص بمؤشـــر t هو نفســـه الخاص بالمتغير المضـــاف في النموذج الجديد، باعتبار أننا لم نقم بإضـافة سوى متغير واحد، ولو أننا أضـفنا أكثر من المتغير لَما أعطانا البرنامج قيمة t، وفي المخرجات يظهر نموذج التقدير الجديد كالآتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 00:44
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 32.89132 | 11.66331 | 2.820068 | 0.0182 |
| X1 | 0.801901 | 0.298436 | 2.687012 | 0.0228 |
| X2 | -0.381362 | 0.156581 | -2.435564 | 0.0351 |
| X3 | -0.037132 | 0.052023 | -0.713768 | 0.4917 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.702687 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.613493 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.597069 | Akaike info criterion | 4.981600 |
| Sum squared resid | 67.44767 | Schwarz criterion | 5.164188 |
| Log likelihood | -30.87120 | Hannan-Quinn criter. | 4.964698 |
| F-statistic | 7.878181 | Durbin-Watson stat | 3.186886 |
| Prob(F-statistic) | 0.005452 | | |

## الطريقة الثانية: حذف أحد المتغيرات غير المهمة من النموذج:

سندرس فيما لو كان النموذج الأساسي يحتوي متغيرات غير مهمة، مع العلم أنه بطبيعة الحال كلما أضفنا متغيرات مستقلة ستزيد قيمة معامل التحديد، وسيؤدي هذا لمشكلة الارتباط المتعدد؛ أي قد يكون هناك ارتباط تام بين متغيرين تفسيرين.

فلو كان النموذج الأساسي من الشكل: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* X_3$

وأردنا دراسة حذف المتغير X3 ليصبح النموذج: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$

وبذلك تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

- فرضية العدم: لا يوجد تأثير معنوي للمتغيرات التفسيرية المحذوفة على النموذج الأساسي في شرح تقلبات المتغير التابع.

$$H_0: \beta_1^* = \beta_2^* = \ldots\ldots = \beta_p^*$$

- الفرضية البديلة: إن المتغيرات التفسيرية المحذوفة لها تأثير معنوي على النموذج الأساسي في شرح تقلبات المتغير التابع.

$H_1: \beta_j^* \neq 0 \quad : \quad \forall j$ يوجد على الأقل واحد من المعلمات غير معدوم

حيث $\beta_1^*, \beta_2^*, \ldots\ldots, \beta_p^*$ هي معلمات المتغيرات التفسيرية المحذوفة.

ولإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج التام بوجود المتغيرات التفسيرية كافة وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 01:06
Sample: 1 14
Included observations: 14

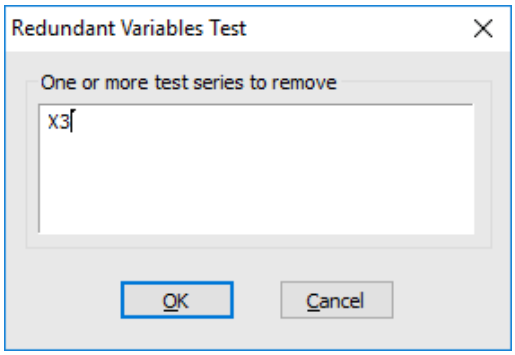
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 32.89132 | 11.66331 | 2.820068 | 0.0182 |
| X1 | 0.801901 | 0.298436 | 2.687012 | 0.0228 |
| X2 | -0.381362 | 0.156581 | -2.435564 | 0.0351 |
| X3 | -0.037132 | 0.052023 | -0.713768 | 0.4917 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.702687 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.613493 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.597069 | Akaike info criterion | 4.981600 |
| Sum squared resid | 67.44767 | Schwarz criterion | 5.164188 |
| Log likelihood | -30.87120 | Hannan-Quinn criter. | 4.964698 |
| F-statistic | 7.878181 | Durbin-Watson stat | 3.186886 |
| Prob(F-statistic) | 0.005452 | | |

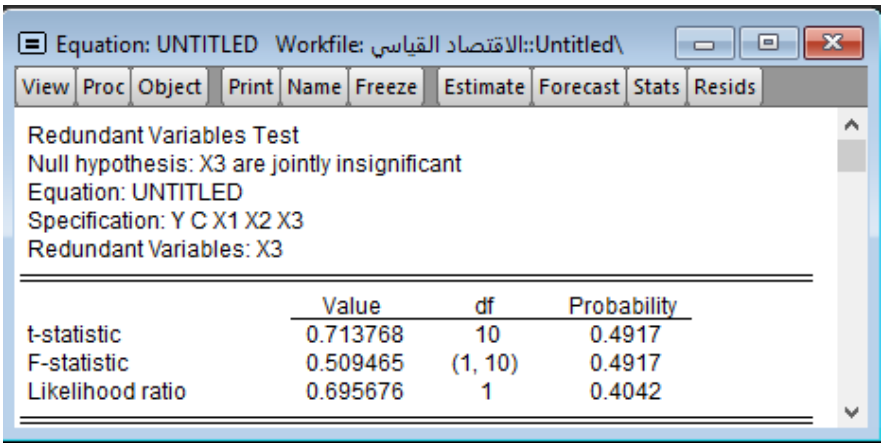
2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Redundant Variables Test – Likelihood Ratio

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب ضمنه اسم المتغير المراد حذفه من النموذج وهو X3، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

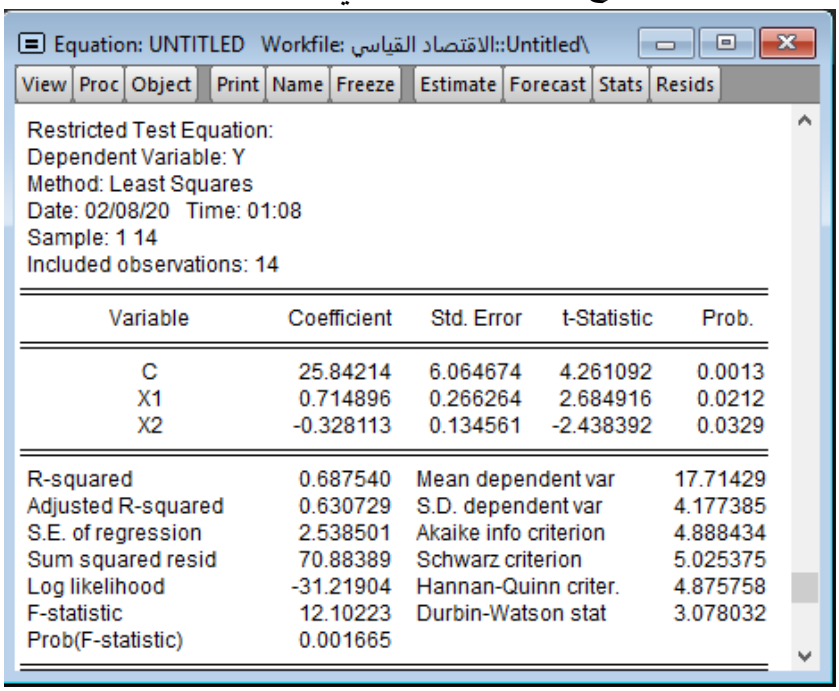
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X3 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2 X3
Redundant Variables: X3

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 0.713768 | 10 | 0.4917 |
| F-statistic | 0.509465 | (1, 10) | 0.4917 |
| Likelihood ratio | 0.695676 | 1 | 0.4042 |

5) إن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 0.509 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.49 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم.

مع ملاحظة أن قيمة احتمال الدلالة الخاص بمؤشـــر t هو نفســـه الخاص بالمتغير المحذوف في النموذج الأساسي، باعتبار أننا لم نقم بحذف سوى متغير واحد، ولو أننا حذفنا أكثر من المتغير لَما أعطانا البرنامج قيمة t، وفي المخرجات يظهر نموذج التقدير الجديد كالآتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Restricted Test Equation:
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 01:08
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

**الطريقة الثالثة: إدخال متغيرات مشتقة من القيم النظرية للمتغير التابع:**

سندرس فيما لو كان النموذج الأساسي من الشكل: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$

وأردنا دراسة إدخال متغيرات ليصبح النموذج: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* \hat{Y}^2 + \beta_2^* \hat{Y}^3$

وبذلك تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

- فرضية العدم: لا يوجد تأثير معنوي للمتغيرات التفسيرية المضافة في شرح تقلبات المتغير التابع بمعنى أن النموذج الأساسي تم توصيفه بشكل جيد.

$H_0: \beta_1^* = \beta_2^* = \ldots\ldots = \beta_p^*$

- الفرضية البديلة: إن اضافة المتغيرات التفسيرية لها تأثير معنوي في شرح تقلبات المتغير التابع؛ بمعنى أن النموذج الأساسي لم يتم توصيفه جيداً.

يوجد على الأقل واحد من المعلمات غير معدوم $H_1: \beta_j^* \neq 0 \quad : \quad \forall j$

حيث $\beta_1^*, \beta_2^*, \ldots\ldots\ldots, \beta_p^*$ هي معلمات المتغيرات التفسيرية المضافة.

ولإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج بوجود المتغيرات التفسيرية الأساسية وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 01:32
Sample: 1 14
Included observations: 14

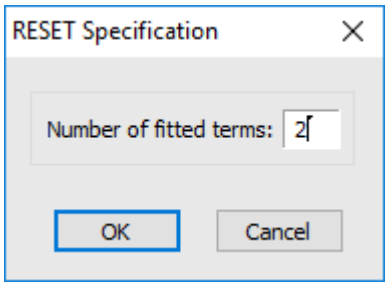
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Stability Diagnostics → Ramsey RESET Test

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب ضمنه عدد المتغيرات الإضافية فاذا كتبنا (1) يعتبر أن المتغير المضاف هو $Y^2$.

واذا كتبنا (2) يعتبر أن المتغيرين المضافين هما $Y^2, Y^3$.

واذا كتبنا (3) يعتبر أن المتغيرات المضافة هي $Y^2, Y^3, Y^4$....

5) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2
Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.430450 | (2, 9) | 0.6629 |
| Likelihood ratio | 1.278941 | 2 | 0.5276 |

6) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 0.43 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.66 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم. مع ملاحظة أن البرنامج لم يحسب لنا قيمة t لأن عدد المتغيرات المضافة أكثر من (1)، ونلاحظ أن المخرجات تظهر لنا نموذج التقدير الجديد كالآتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 01:37
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 602.1354 | 651.4533 | 0.924296 | 0.3794 |
| X1 | 20.71042 | 22.69040 | 0.912740 | 0.3852 |
| X2 | -9.660757 | 10.58608 | -0.912591 | 0.3853 |
| FITTED^2 | -1.653348 | 1.853328 | -0.892097 | 0.3956 |
| FITTED^3 | 0.031593 | 0.035060 | 0.901095 | 0.3910 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.714819 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.588072 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.681115 | Akaike info criterion | 5.082796 |
| Sum squared resid | 64.69541 | Schwarz criterion | 5.311030 |
| Log likelihood | -30.57957 | Hannan-Quinn criter. | 5.061668 |
| F-statistic | 5.639719 | Durbin-Watson stat | 2.881044 |
| Prob(F-statistic) | 0.014894 | | |

## الطريقة الرابعة: إدخال متغيرات مشتقة من المتغيرات المستقلة:

سندرس فيما لو كان النموذج الأساسي من الشكل: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$

وأردنا دراسة إدخال متغيرات ليصبح النموذج: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* X_1 X_2 + \beta_2^* X_1^2$

وبذلك تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

- فرضية العدم: لا يوجد تأثير معنوي للمتغيرات التفسيرية المضافة في شرح تقلبات المتغير التابع بمعنى أن النموذج الأساسي تم توصيفه بشكل جيد.

$H_0: \beta_1^* = \beta_2^* = \ldots\ldots = \beta_p^*$

- الفرضية البديلة: إن اضافة المتغيرات التفسيرية لها تأثير معنوي في شرح تقلبات المتغير التابع؛ بمعنى أن النموذج الأساسي لم يتم توصيفه جيداً.

يوجد على الأقل واحد من المعلمات غير معدوم $H_1: \beta_j^* \neq 0 \quad : \quad \forall j$

حيث $\beta_1^*, \beta_2^*, \ldots\ldots, \beta_p^*$ هي معلمات المتغيرات التفسيرية المضافة.

لإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج بوجود المتغيرات التفسيرية الأساسية وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 00:33
Sample: 1 14
Included observations: 14

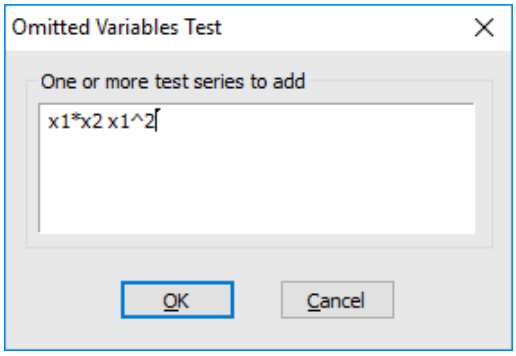
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Omitted Variables Test – Likelihood Ratio

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب ضمنه اسم المتغير المراد إضافته على النموذج وليكن في مثالنا (X1^2 , X1*X2)، ثم ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

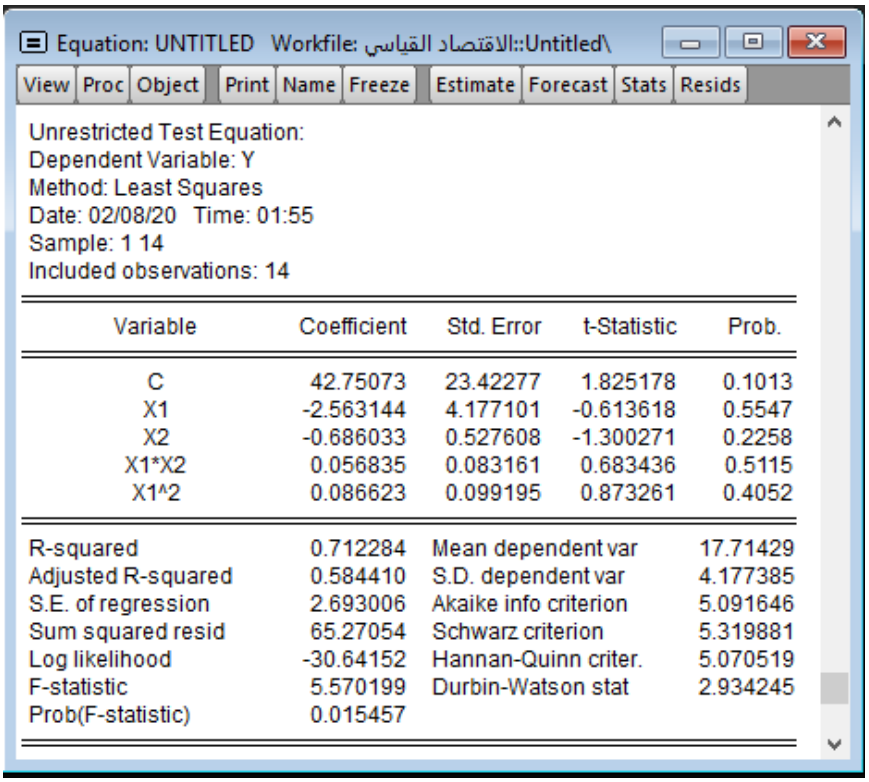
Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Omitted Variables Test
Null hypothesis: X1*X2 X1^2 are jointly significant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2
Omitted Variables: X1*X2 X1^2

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.387006 | (2, 9) | 0.6899 |
| Likelihood ratio | 1.155034 | 2 | 0.5613 |

5) إن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 0.387 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.69 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم. مع ملاحظة أن المخرجات تظهر نموذج التقدير الجديد كالآتي:



Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 01:55
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 42.75073 | 23.42277 | 1.825178 | 0.1013 |
| X1 | -2.563144 | 4.177101 | -0.613618 | 0.5547 |
| X2 | -0.686033 | 0.527608 | -1.300271 | 0.2258 |
| X1*X2 | 0.056835 | 0.083161 | 0.683436 | 0.5115 |
| X1^2 | 0.086623 | 0.099195 | 0.873261 | 0.4052 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.712284 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.584410 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.693006 | Akaike info criterion | 5.091646 |
| Sum squared resid | 65.27054 | Schwarz criterion | 5.319881 |
| Log likelihood | -30.64152 | Hannan-Quinn criter. | 5.070519 |
| F-statistic | 5.570199 | Durbin-Watson stat | 2.934245 |
| Prob(F-statistic) | 0.015457 | | |

## الطريقة الخامسة: اختبار إدخال متغيرات Lagrange Multiplier LM Test:

سندرس أيضاً فيما لو كان النموذج الأساسي من الشكل: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$

وأردنا دراسة إدخال متغيرات ليصبح النموذج: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* X_1 X_2 + \beta_2^* X_1^2$

وبذلك تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

- فرضية العدم: لا يوجد تأثير معنوي للمتغيرات التفسيرية المضافة في شرح تقلبات المتغير التابع بمعنى أن النموذج الأساسي تم توصيفه بشكل جيد.

$H_0: \beta_1^* = \beta_2^* = \ldots\ldots = \beta_p^*$

- الفرضية البديلة: إن اضافة المتغيرات التفسيرية لها تأثير معنوي في شرح تقلبات المتغير التابع؛ بمعنى أن النموذج الأساسي لم يتم توصيفه جيداً.

يوجد على الأقل واحد من المعلمات غير معدوم $H_1: \beta_j^* \neq 0 \quad : \quad \forall j$

حيث $\beta_1^*, \beta_2^*, \ldots\ldots, \beta_p^*$ هي معلمات المتغيرات التفسيرية المضافة.

ولإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج بوجود المتغيرات التفسيرية الأساسية وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 00:33
Sample: 1 14
Included observations: 14

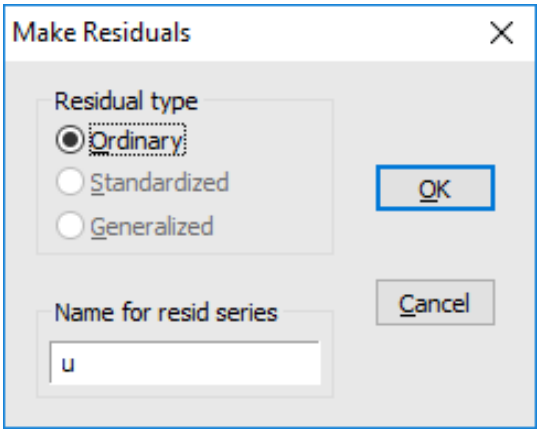
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.84214 | 6.064674 | 4.261092 | 0.0013 |
| X1 | 0.714896 | 0.266264 | 2.684916 | 0.0212 |
| X2 | -0.328113 | 0.134561 | -2.438392 | 0.0329 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.687540 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.630729 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.538501 | Akaike info criterion | 4.888434 |
| Sum squared resid | 70.88389 | Schwarz criterion | 5.025375 |
| Log likelihood | -31.21904 | Hannan-Quinn criter. | 4.875758 |
| F-statistic | 12.10223 | Durbin-Watson stat | 3.078032 |
| Prob(F-statistic) | 0.001665 | | |

2) نحول البواقي إلى متغير بإنشاء سلسلة البواقي من خلال الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

Proc → Make Residual Series

فيظهر مربع حوار Make Residuals حيث نختار اسم السلسلة في خانة Name for resid series والاسم الافتراضي هو U ثم Ok، فتظهر ككائن في نافذة ملف العمل Workfile.




ويمكن إنشاء السلسلة باستخدام مربع الأوامر Command بكتابة الأمر:

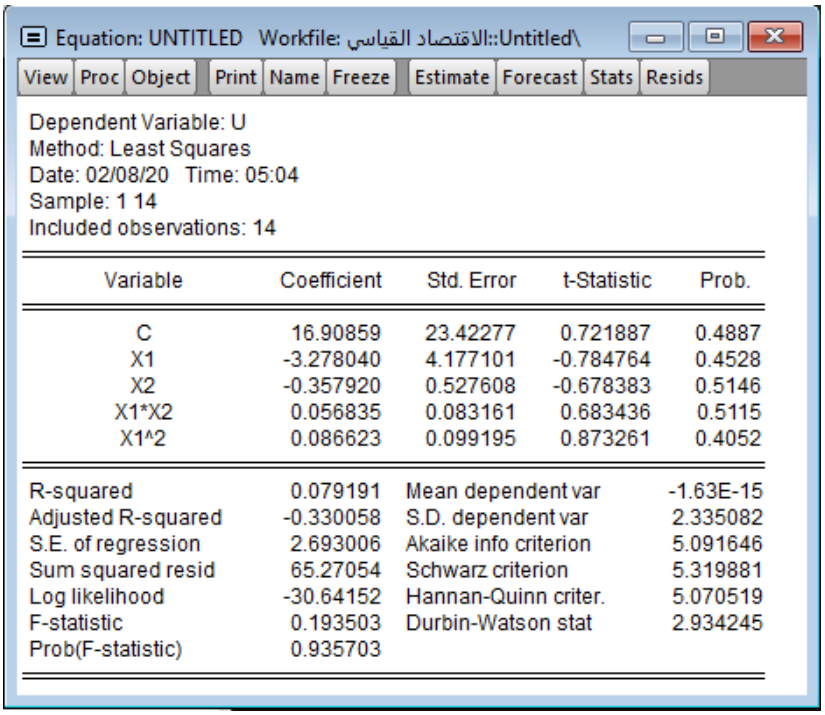
genr U = resid

3) نجري انحدار U على المتغيرات المستقلة الأصلية والمقترح إضافتها بحيث يكون النموذج المراد تقديره:

$$U = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_1^* X_1 X_2 + \beta_2^* X_1^2$$

4) نأخذ من النتائج قيمة معامل التحديد $R^2 = 0.079$ ومن ثم نحسب قيمة مؤشر الاختبار المطلوب Lagrange Multiplier LM Test $LM = n \cdot R^2 \sim \chi^2_{(p,\alpha)}$

حيث p عدد المتغيرات المضافة، فإذا كانت $LM < \chi^2_{(p,\alpha)}$ نقبل فرضية العدم.



Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: U
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 05:04
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 16.90859 | 23.42277 | 0.721887 | 0.4887 |
| X1 | -3.278040 | 4.177101 | -0.784764 | 0.4528 |
| X2 | -0.357920 | 0.527608 | -0.678383 | 0.5146 |
| X1*X2 | 0.056835 | 0.083161 | 0.683436 | 0.5115 |
| X1^2 | 0.086623 | 0.099195 | 0.873261 | 0.4052 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.079191 | Mean dependent var | -1.63E-15 |
| Adjusted R-squared | -0.330058 | S.D. dependent var | 2.335082 |
| S.E. of regression | 2.693006 | Akaike info criterion | 5.091646 |
| Sum squared resid | 65.27054 | Schwarz criterion | 5.319881 |
| Log likelihood | -30.64152 | Hannan-Quinn criter. | 5.070519 |
| F-statistic | 0.193503 | Durbin-Watson stat | 2.934245 |
| Prob(F-statistic) | 0.935703 | | |

## ثانياً- انتقاء المتغيرات التفسيرية:

عندما يتوجب على الباحث اختيار المتغيرات الأكثر تفسيراً للتقلبات في المتغير التابع، والتي تعطى أعلى درجة من الدقة للتنبؤ بالمتغير التابع، يمكن اللجوء إلى بعض الأدوات القياسية الخاصة بعملية تحديد المتغيرات التفسيرية، مع الاعتماد على معيار تعظيم قيمة معامل التحديد المصحح، بالإضافة إلى معيار تصغير كل من المؤشرين Akaike وSchwarz. وسنطبق هذه الأدوات من خلال التمرين الآتي:

### تمرين (5):

لتكن لدينا البيانات الآتية:

| | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| y | 8.4 | 9.6 | 10.4 | 11.4 | 12.2 | 14.2 | 15.8 | 17.9 | 19.3 | 20.8 |
| x1 | 82.9 | 88 | 99.9 | 105.3 | 117.7 | 131 | 148.2 | 161.8 | 174 | 185 |
| x2 | 17.1 | 21.3 | 25.1 | 29 | 34 | 40 | 44 | 49 | 51 | 53 |
| x3 | 92 | 93 | 96 | 94 | 100 | 101 | 105 | 112 | 112 | 112 |
| x4 | 94 | 96 | 97 | 97 | 100 | 101 | 104 | 109 | 111 | 111 |

### الطريقة الأولى: طريقة كل الانحدارات الممكنة:

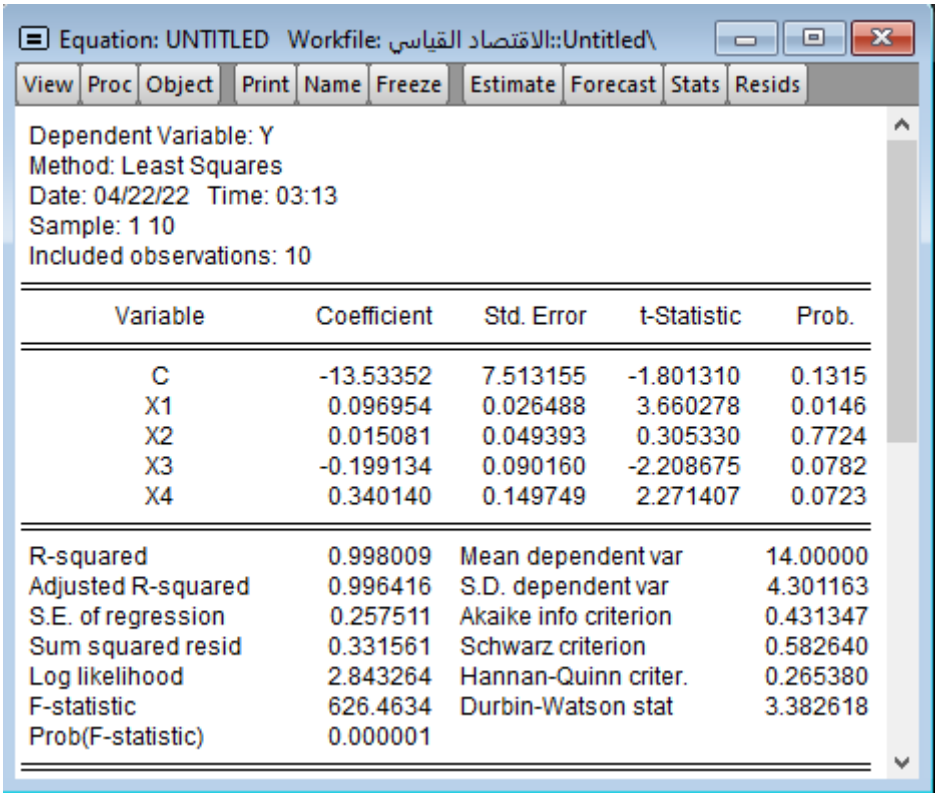
هي الطريقة الأبسط التي يتم من خلالها تقدير كل التوفيقات الممكنة من نماذج الانحدار، والتي يكون عددها $(2^p - 1)$ نموذجاً، حيث تمثل p عدد المتغيرات التفسيرية. واختيار النموذج الذي يجعل كل من المؤشرين Akaike وSchwarz أقل ما يمكن، بشرط أن تكون كافة معلمات النموذج معنوية إحصائياً.

نلاحظ أن عدد النماذج الممكن تقديرها بهذه الطريقة يســـاوي $(2^p - 1 = 2^4 - 1 = 15)$ بدءاً من نموذج خطي بسيط بالمتغير الأول وصولاً إلى نموذج خطي متعدد بالمتغيرات الأربعة. حيث يمكن الحصول عليها اختصاراً من مربع الأوامر Command كالآتي:

```
ls y c x1
ls y c x2
ls y c x3
ls y c x4
ls y c x1 x2
ls y c x1 x3
ls y c x1 x4
ls y c x2 x3
ls y c x2 x4
ls y c x3 x4
ls y c x1 x2 x3
ls y c x1 x2 x4
ls y c x1 x3 x4
ls y c x2 x3 x4
ls y c x1 x2 x3 x4
```

## الطريقة الثانية: طريقة الحذف المتراجع (الحذف إلى الخلف) Backward Elimination:

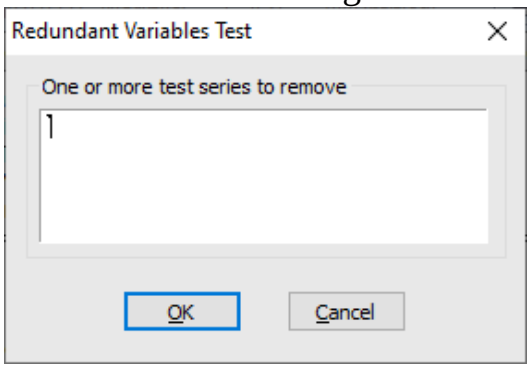
1) نقوم بتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية بحيث يحتوي على جميع المتغيرات التفسيرية، وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:



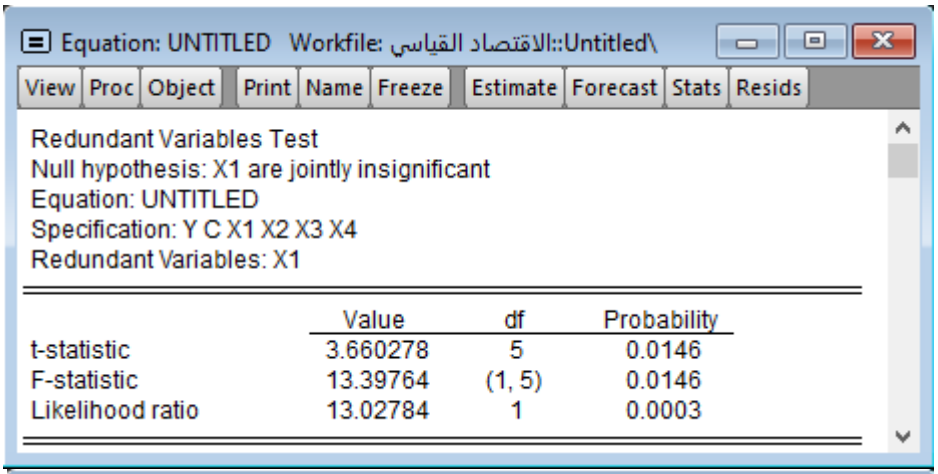

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Redundant Variables Test – Likelihood Ratio

3) يظهر مربع الحوار الآتي:



4) نكتب ضمنه اسم المتغير التفسيري X1، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:

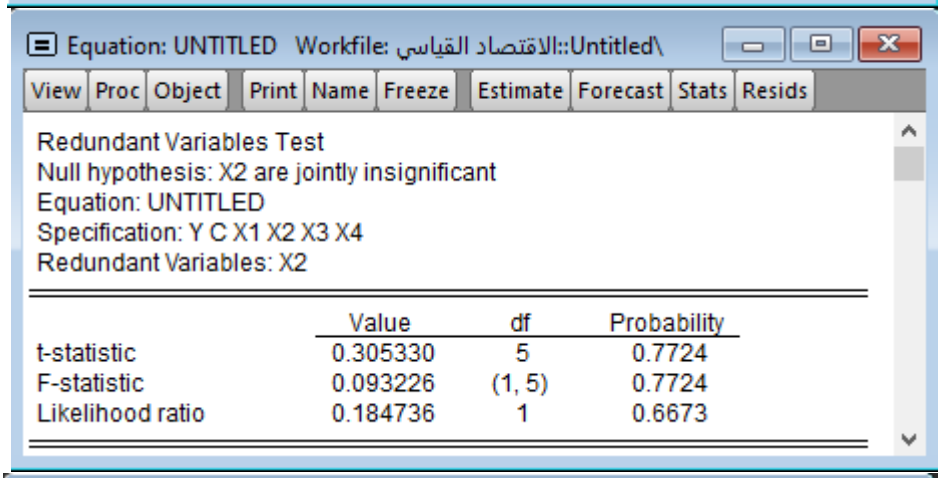

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X1 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2 X3 X4
Redundant Variables: X1

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 3.660278 | 5 | 0.0146 |
| F-statistic | 13.39764 | (1, 5) | 0.0146 |
| Likelihood ratio | 13.02784 | 1 | 0.0003 |

5) نعيد الخطوتين الثانية والثالثة ونكتب ضمن مربع الحوار اسم المتغير التفسيري X2، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:

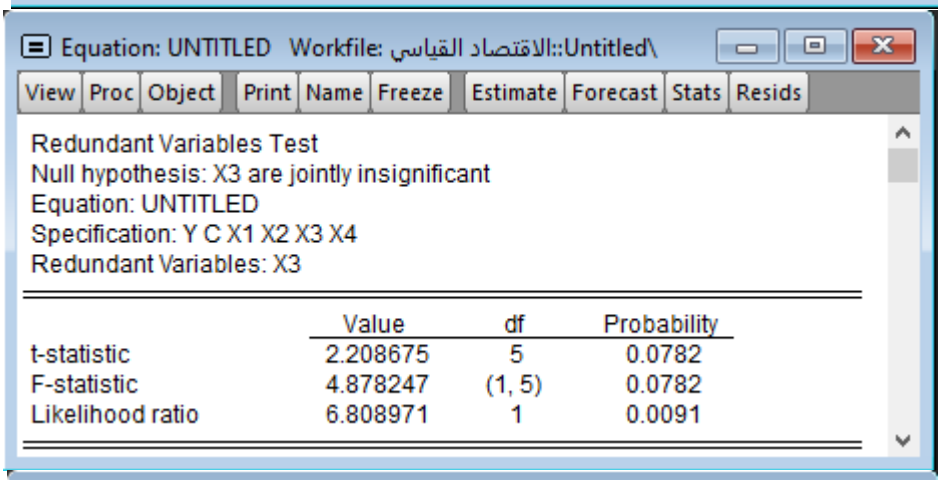

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X2 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2 X3 X4
Redundant Variables: X2

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 0.305330 | 5 | 0.7724 |
| F-statistic | 0.093226 | (1, 5) | 0.7724 |
| Likelihood ratio | 0.184736 | 1 | 0.6673 |

6) نعيد نفس الخطوتين ونكتب ضمن مربع الحوار اسم المتغير X3، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:

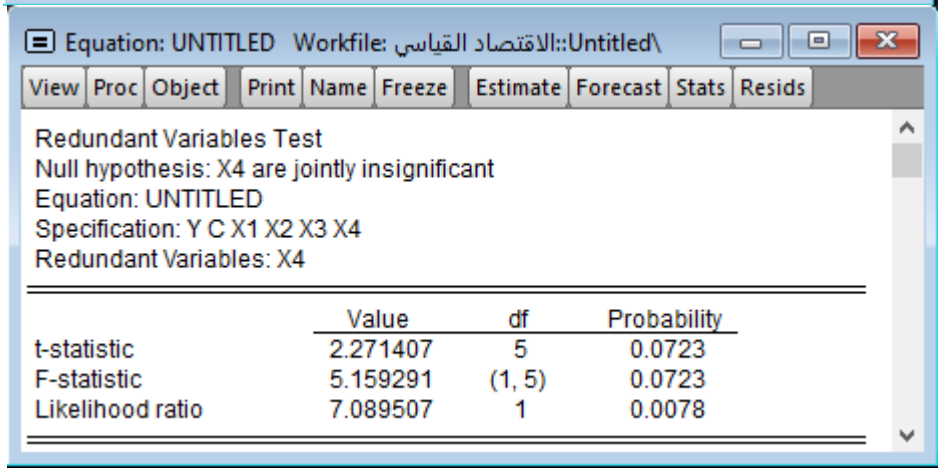

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X3 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2 X3 X4
Redundant Variables: X3

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 2.208675 | 5 | 0.0782 |
| F-statistic | 4.878247 | (1, 5) | 0.0782 |
| Likelihood ratio | 6.808971 | 1 | 0.0091 |

7) نعيد نفس الخطوتين ونكتب ضمن مربع الحوار اسم المتغير X4، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X4 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X2 X3 X4
Redundant Variables: X4

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 2.271407 | 5 | 0.0723 |
| F-statistic | 5.159291 | (1, 5) | 0.0723 |
| Likelihood ratio | 7.089507 | 1 | 0.0078 |

8) نلاحظ أن أقل قيمة لمؤشـــر الاختبار F-statistic = 0.093226 وقيمة احتمال الدلالة المقابلة لها Probability = 0.7724 أكبر من قيمة مســتوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضـــية العدم التي تقول: إن المتغير $X_2$ لا يساهم في تفسير تباين المتغير التابع.

9) نعيد تقدير النموذج بحيث يحتوي على بقية المتغيرات التفســـيرية بعد حذف المتغير $X_2$، ونعيد الخطوتين الثانية والثالثة بالنسبة للمتغيرات $X_1, X_3, X_4$ فتظهر نتائج التقدير وقيم F كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/22/22 Time: 03:33
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -12.75926 | 6.515987 | -1.958147 | 0.0979 |
| X1 | 0.103606 | 0.013881 | 7.463972 | 0.0003 |
| X3 | -0.188178 | 0.076206 | -2.469329 | 0.0485 |
| X4 | 0.318564 | 0.121641 | 2.618884 | 0.0396 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.997972 | Mean dependent var | 14.00000 |
| Adjusted R-squared | 0.996957 | S.D. dependent var | 4.301163 |
| S.E. of regression | 0.237256 | Akaike info criterion | 0.249821 |
| Sum squared resid | 0.337743 | Schwarz criterion | 0.370855 |
| Log likelihood | 2.750896 | Hannan-Quinn criter. | 0.117047 |
| F-statistic | 983.9580 | Durbin-Watson stat | 3.524120 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X1 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X3 X4
Redundant Variables: X1

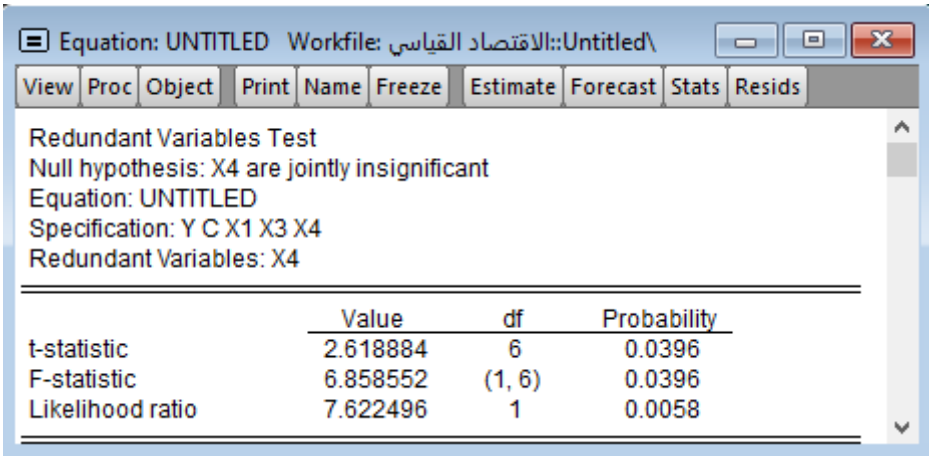
| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 7.463972 | 6 | 0.0003 |
| F-statistic | 55.71087 | (1, 6) | 0.0003 |
| Likelihood ratio | 23.30701 | 1 | 0.0000 |

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Redundant Variables Test
Null hypothesis: X3 are jointly insignificant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1 X3 X4
Redundant Variables: X3

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 2.469329 | 6 | 0.0485 |
| F-statistic | 6.097585 | (1, 6) | 0.0485 |
| Likelihood ratio | 7.012464 | 1 | 0.0081 |

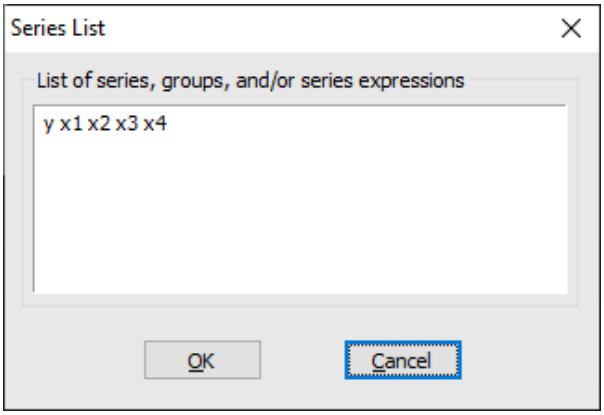



10) نلاحظ أن أقل قيمة لمؤشـــر الاختبار F-statistic = 6.097585 وقيمة احتمال الدلالة المقابلة لها Probability = 0.0485 أصغر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نرفض فرضية العدم التي تقول: إن المتغير $X_3$ لا يساهم في تفسير تباين المتغير التابع، ونؤكد أن المتغيرات الثلاثة تساهم بمستوى معنوي في التأثير على المتغير التابع.

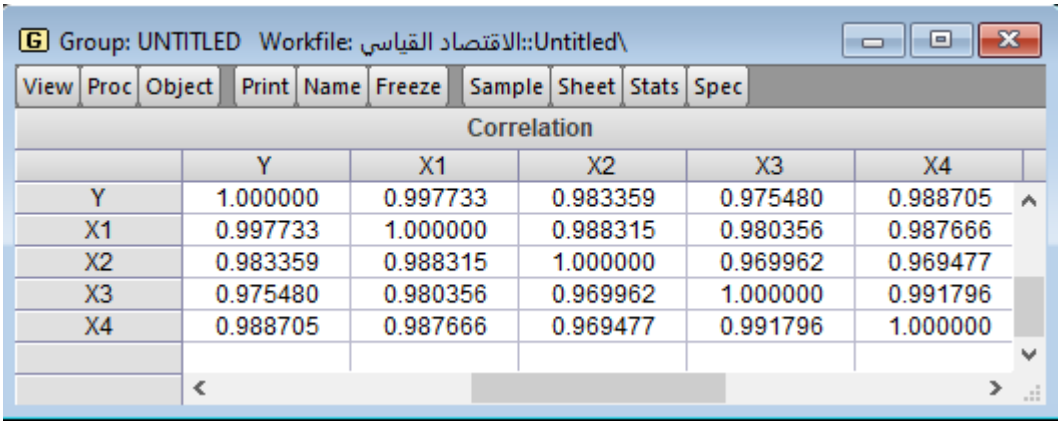
## الطريقة الثالثة: طريقة الانحدار إلى الأمام Forward Regression:

1) نقوم بحســاب مصــفوفة معاملات الارتباط حيث نحدد جميع المتغيرات في نافذة ملف العمل Workfile، ونتبع الإجراء الآتي: Quick → Group Statistics → Correlations.

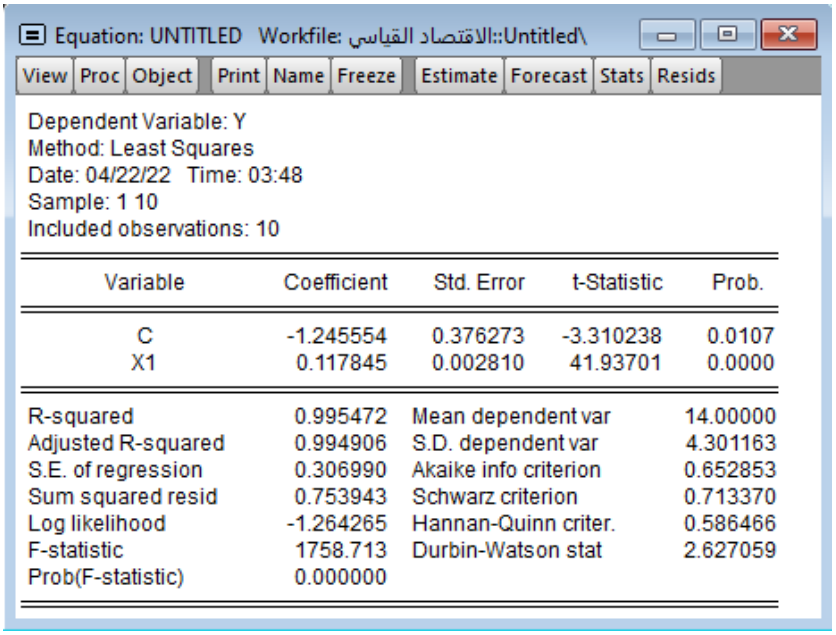
2) يظهر مربع حوار Series List وفيه أسماء المتغيرات كما يظهر أدناه:




3) ننقر OK فتظهر مصفوفة معاملات الارتباط على الشكل الآتي:



4) نلاحظ أن أكبر قيمة لمعامل الارتباط هي بين Y و $X_1$ وتســاوي 0.9977 لذلك نقوم بتقدير نموذج انحدار Y على المتغير التفسيري $X_1$ فتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/22/22 Time: 03:48
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -1.245554 | 0.376273 | -3.310238 | 0.0107 |
| X1 | 0.117845 | 0.002810 | 41.93701 | 0.0000 |

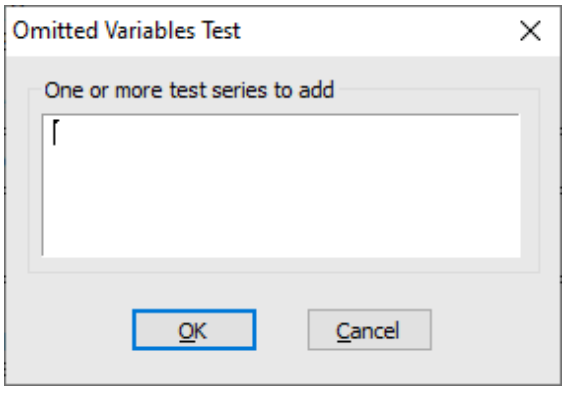
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.995472 | Mean dependent var | 14.00000 |
| Adjusted R-squared | 0.994906 | S.D. dependent var | 4.301163 |
| S.E. of regression | 0.306990 | Akaike info criterion | 0.652853 |
| Sum squared resid | 0.753943 | Schwarz criterion | 0.713370 |
| Log likelihood | -1.264265 | Hannan-Quinn criter. | 0.586466 |
| F-statistic | 1758.713 | Durbin-Watson stat | 2.627059 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

5) إذا كانت قيمة الميل غير معنوية نتوقف ونخلص إلى أنه لا يوجد متغير مستقل يمكن أن يساهم في تفسير تباين المتغير التابع، لكننا نلاحظ أن قيمة الميل معنوية، لذلك ننتقل للخطوة الآتية.

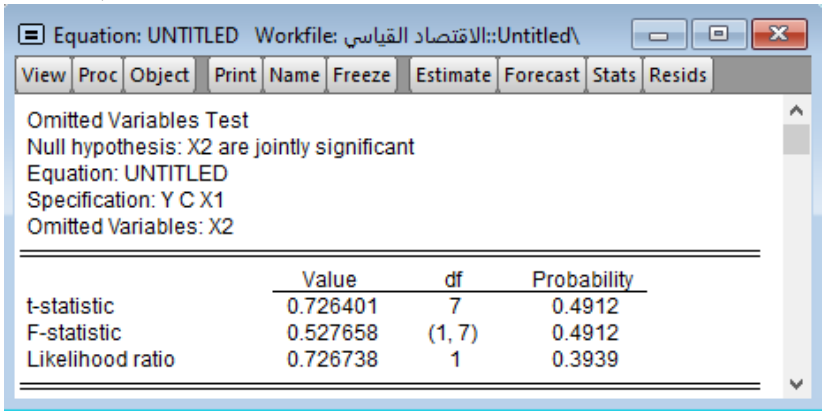
6) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Omitted Variables Test – Likelihood Ratio

7) يظهر مربع الحوار الآتي:




8) نكتب ضمنه اسم المتغير التفسيري X2، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:

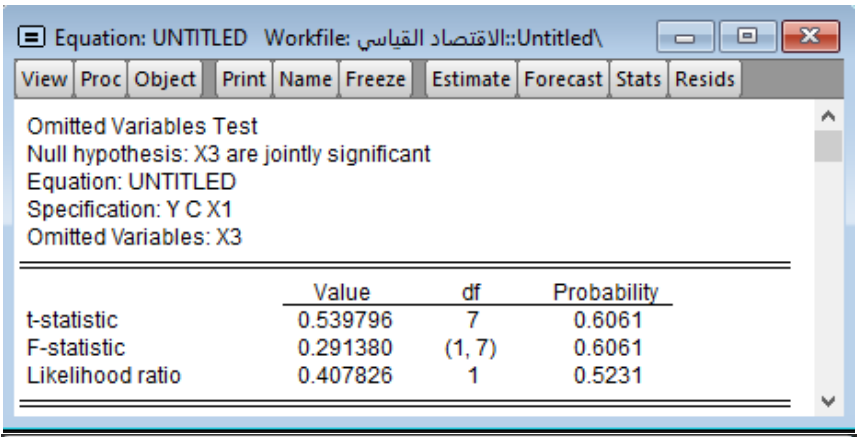

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

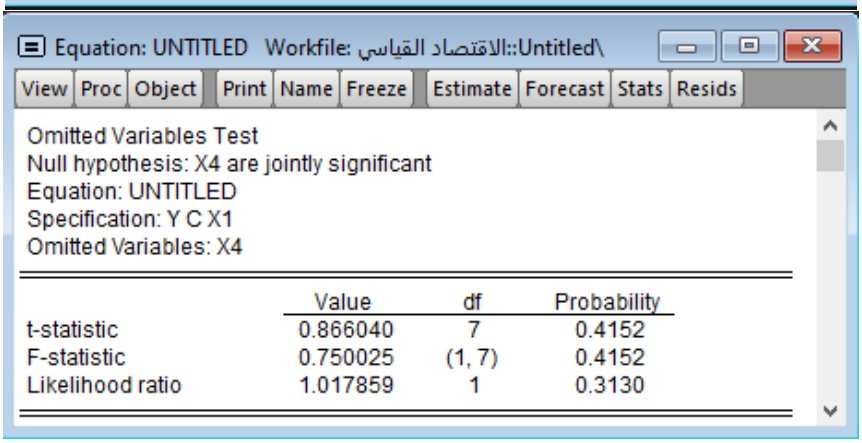
Omitted Variables Test
Null hypothesis: X2 are jointly significant
Equation: UNTITLED
Specification: Y C X1
Omitted Variables: X2

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 0.726401 | 7 | 0.4912 |
| F-statistic | 0.527658 | (1, 7) | 0.4912 |
| Likelihood ratio | 0.726738 | 1 | 0.3939 |

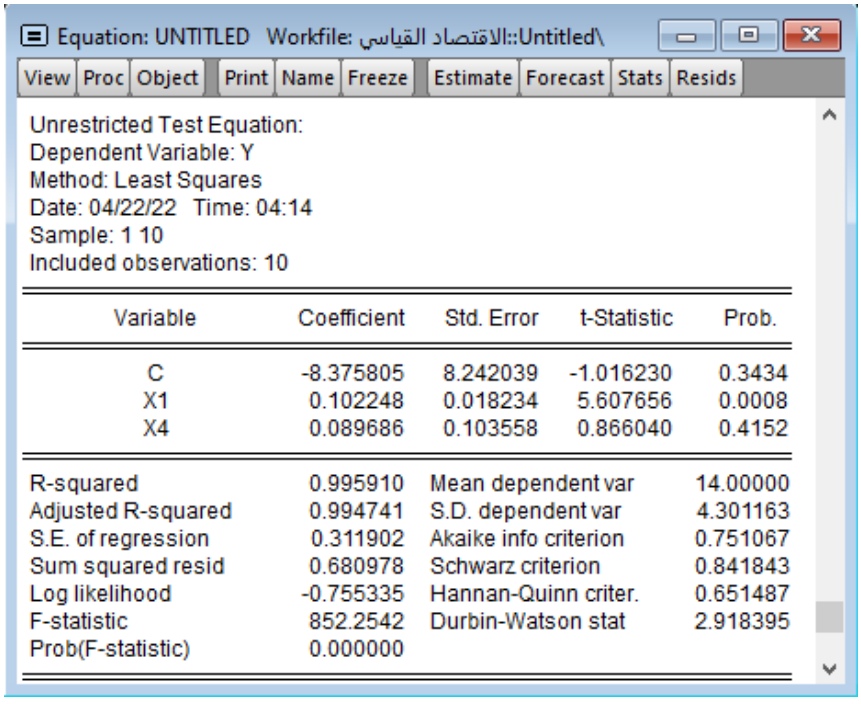
9) نعيد الخطوتين السادسة والسابعة ونكتب ضمن مربع الحوار اسم المتغير التفسيري X3، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:




10) نعيد الخطوتين السادسة والسابعة ونكتب ضمن مربع الحوار اسم المتغير التفسيري X4، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:




11) نلاحظ أن أعلى قيمة لمؤشر الاختبار F-statistic = 0.75 وقيمة احتمال الدلالة المقابلة لها Probability = 0.4152 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم التي تقول: إن المتغير $X_4$ لا يساهم في تفسير تباين المتغير التابع، ويؤكد ذلك أن قيمة ميل $X_4$ غير معنوية كما يظهر الشكل الآتي:



في هذه الحالة نتوقف عند هذه النقطة لأن جميع المتغيرات التفسيرية المتبقية لا تساهم في شرح التباين في المتغير التابع، لذلك نختار المتغير التفسيري $X_1$ فقط.

ولكن لو كان ميل $X_4$ معنوياً عندها نعيد تقدير النموذج بحيث يحتوي على المتغيرين التفسيريين $X_1, X_4$ ونعيد الخطوتين السادسة والسابعة بإضافة كل من المتغيرين $X_2$ و$X_3$ ثم نقارن ونختبر قيمة F الجزئية من جديد وهكذا.

**ملاحظة:**

إن الاختلاف بين نتائج الطريقتين السابقتين يعود إلى أن طريقة الحذف إلى الخلف لا تجعل معامل التحديد في حده الأعظمي، إلا أنها تسمح باختيار المتغيرات التفسيرية ذات القدر الأكبر من المعلومات التي تشرح التباين في المتغير التابع.

## ثالثاً: اختبار ثبات معلمات النموذج مع الزمن (اختبار Chow):

يدرس هذا الاختبار مدى استقرار النموذج في كامل الفترة الزمنية، حيث يختبر فرضية حدوث تغيير هيكلي في الدالة المدروسة بين فترتين منفصلتين؛ أي هل هناك اختلاف معنوي بين مجموع مربعات البواقي SSR للفترة الزمنية الكاملة، وبين المقدار الممثل لمجموع مربعات البواقي المحسوب لفترتين جزئيتين ( $SSR^1$, $SSR^2$)؟

إذا كان الجواب: لا، فهذا يعني أن تقسيم العينة إلى جزأين لا يُحسّن من جودة التوفيق للنموذج، وبالتالي يعتبر النموذج ثابتاً على إجمالي الفترة المدروسة.

4) ليكن لدينا النموذج المقدر على كامل الفترة الزمنية:

$$Y_i = b_0 + b_1X_{1i} + b_2X_{2i} + \cdots + b_nX_{ni} + e_i \qquad i = 1,2,\dots,n$$

5) وليكن لدينا النماذج المقدرة على شطري الفترة الزمنية:

$$Y_i = {b_0}^1 + {b_1}^1X_{1i} + {b_2}^1X_{2i} + \cdots + {b_n}^1X_{ni} + e_i \quad i = 1,2,\dots,n_1$$
$$Y_i = {b_0}^2 + {b_1}^2X_{1i} + {b_2}^2X_{2i} + \cdots + {b_n}^2X_{ni} + e_i \quad i = n_1+1,\dots,n$$

وهكذا تأخذ الفرضيات الشكل التالي:

- فرضية العدم: لا يوجد فرق في جودة توفيق النموذج بين الفترتين.

$$H_0: \begin{pmatrix} \beta_1 = {\beta_1}^1 = {\beta_1}^2 \\ \beta_2 = {\beta_2}^1 = {\beta_2}^2 \\ \dots \\ \beta_0 = {\beta_0}^1 = {\beta_0}^2 \end{pmatrix}$$

- الفرضية البديلة: هناك تغيير هيكلي قد حصل في دالة المتغير التابع خلال الفترتين.

**تمرين (6):**

فيما يلي بيانات عن الادخار E والدخل الشـــخصـــي المتاح YD بملايين الوحدات النقدية في إحدى الدول للفترة 1988 إلى عام 2013:

| YEAR | 1988 | 1989 | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| YD | 727 | 790 | 855 | 965 | 1054 | 1159 | 1273 | 1401 | 1580 |
| E | 61 | 68 | 63 | 89 | 97 | 104 | 96 | 92 | 112 |
| YEAR | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
| YD | 1769 | 1973 | 2200 | 2347 | 2522 | 2810 | 3002 | 3187 | 3363 |
| E | 130 | 161 | 199 | 205 | 167 | 235 | 206 | 196 | 168 |
| YEAR | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | |
| YD | 3640 | 2894 | 4166 | 4343 | 4613 | 4790 | 5021 | 5320 | |
| E | 189 | 187 | 208 | 246 | 272 | 214 | 189 | 249 | |

المطلوب: اختبار فرضـــية حدوث تغيير هيكلي في دالة الادخار بين الفترة الممتدة من عام 1988 إلى 2000، والفترة الممتدة من 2001 إلى 2013، وذلك عند مستوى دلالة 1%.

لإجراء الاختبـار نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج في الفترة الكـاملـة وتظهر نتـائج التقـدير كمـا هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: E
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 05:36
Sample: 1988 2013
Included observations: 26

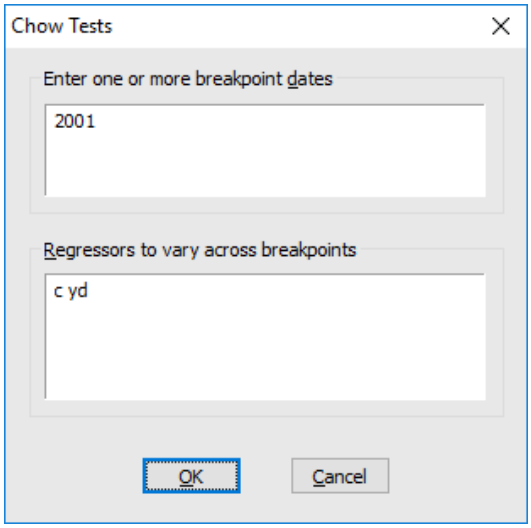
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 61.81784 | 12.67545 | 4.876973 | 0.0001 |
| YD | 0.038306 | 0.004271 | 8.969345 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.770223 | Mean dependent var | 161.6538 |
| Adjusted R-squared | 0.760649 | S.D. dependent var | 63.20186 |
| S.E. of regression | 30.92056 | Akaike info criterion | 9.774523 |
| Sum squared resid | 22945.95 | Schwarz criterion | 9.871300 |
| Log likelihood | -125.0688 | Hannan-Quinn criter. | 9.802392 |
| F-statistic | 80.44915 | Durbin-Watson stat | 0.918025 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Stability Diagnostics → Chow Breakpoint Test

3) يظهر مربع الحوار الآتي:



4) نكتب في القسم Enter one or more breakpoint dates السنة التي ستكون أول سنة في الفترة الثانية (أو رقم المشاهدة التي ستكون أول مشاهدة في العينة الثانية) ثم ننقر Ok فتظهر النتائج كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 2001
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 1988 2013

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 11.91086 | Prob. F(2,22) | 0.0003 |
| Log likelihood ratio | 19.07661 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0001 |
| Wald Statistic | 23.82172 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0000 |

5) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 11.91 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.0003 أصغر من قيمة مستوى الدلالة 0.01 لذلك نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة؛ أي أن هناك تغيير هيكلي قد حصل في دالة المتغير التابع خلال الفترتين. ويمكن تلخيص النموذجين كما يأتي:

Equation: EQ01 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: E
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 05:44
Sample: 1988 2000
Included observations: 13

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -4.226239 | 10.53910 | -0.401006 | 0.6961 |
| YD | 0.084670 | 0.007091 | 11.94107 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.928380 | Mean dependent var | 113.6154 |
| Adjusted R-squared | 0.921870 | S.D. dependent var | 47.71537 |
| S.E. of regression | 13.33732 | Akaike info criterion | 8.159647 |
| Sum squared resid | 1956.724 | Schwarz criterion | 8.246562 |
| Log likelihood | -51.03771 | Hannan-Quinn criter. | 8.141782 |
| F-statistic | 142.5893 | Durbin-Watson stat | 0.785609 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Equation: EQ02 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: E
Method: Least Squares
Date: 02/08/20 Time: 05:45
Sample: 2001 2013
Included observations: 13

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 140.2220 | 34.71880 | 4.038790 | 0.0020 |
| YD | 0.018182 | 0.008845 | 2.055698 | 0.0643 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.277546 | Mean dependent var | 209.6923 |
| Adjusted R-squared | 0.211869 | S.D. dependent var | 32.32745 |
| S.E. of regression | 28.69926 | Akaike info criterion | 9.692258 |
| Sum squared resid | 9060.123 | Schwarz criterion | 9.779173 |
| Log likelihood | -60.99968 | Hannan-Quinn criter. | 9.674393 |
| F-statistic | 4.225893 | Durbin-Watson stat | 1.740830 |
| Prob(F-statistic) | 0.064341 | | |

## رابعاً: اختبـار القيود على المعلمات:

إذا كان هناك نموذج اقتصـادي يفترض شـروطاً على معلمات النموذج، وأردنا اختبار ما إذا كانت هذه الشروط أو القيود محققة وصالحة تكون لدينا الفرضيات كما يلي:

$H_0$ : جميع القيود محققة

$H_1$ : يوجد على الأقل قيد وحيد غير محقق

**تمرين (7):**

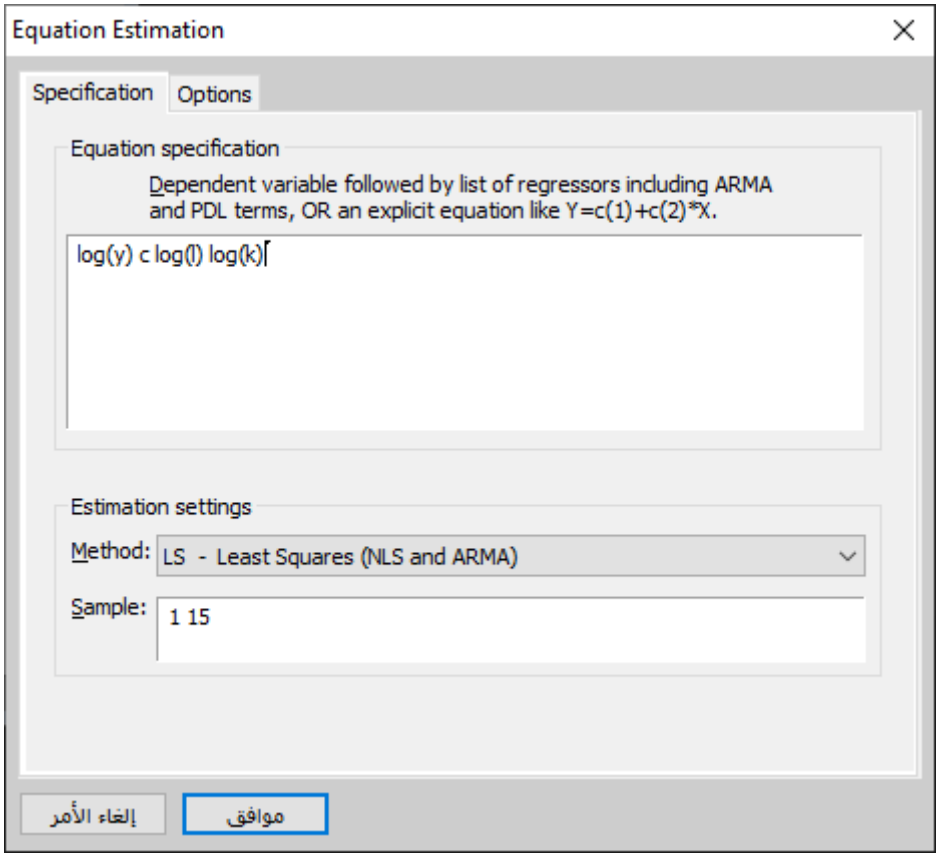
فيما يلي البيانات المتعلقة بالإنتاج Y مقدراً بآلاف الأطنان وعنصر العمل L مقدراً بعدد ساعات العمل وعنصر رأس المال من الآلات K مقدراً بعدد ساعات تشغيل الآلة، وذلك من أجل 15 شركة:

| i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 66 | 132 | 209 | 275 | 330 | 396 | 418 | 473 |
| L | 1210 | 1320 | 1573 | 1650 | 1672 | 1782 | 1980 | 2002 |
| K | 330 | 440 | 462 | 440 | 561 | 649 | 660 | 693 |
| i | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | |
| Y | 484 | 539 | 550 | 572 | 594 | 451 | 385 | |
| L | 1980 | 1925 | 2145 | 2156 | 2013 | 2090 | 1650 | |
| K | 671 | 693 | 935 | 990 | 1078 | 990 | 880 | |

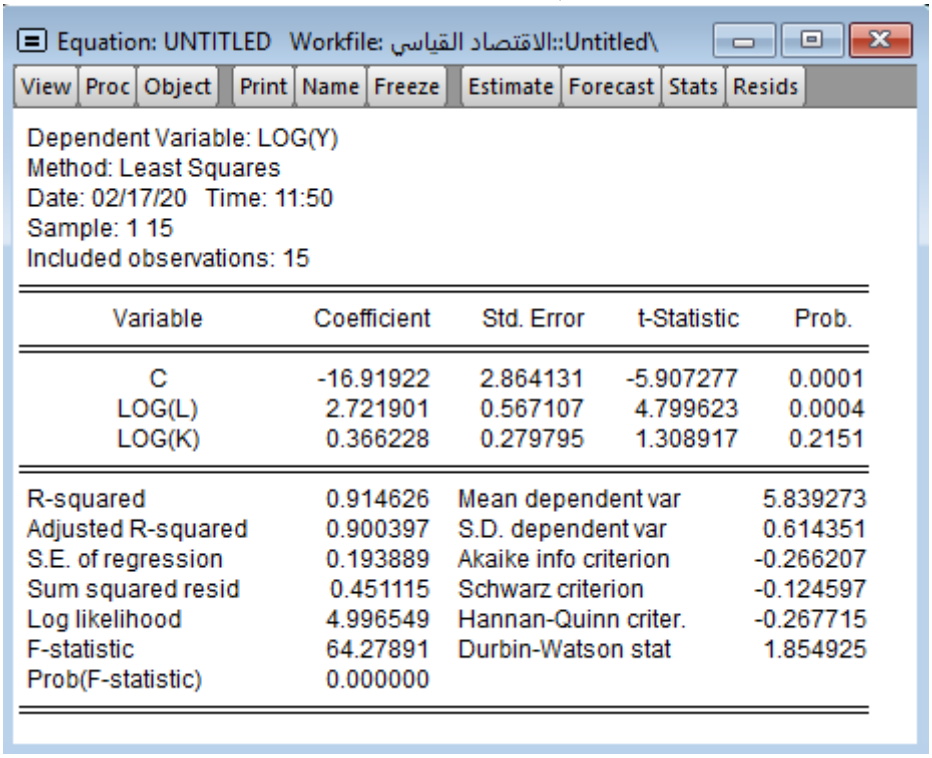
والمطلوب: تقدير دالة إنتاج كوب دوغلاس واختبار فرضية ثبات الغلة بالنسبة لحجم الإنتاج فيها.

لإجراء الاختبار نتبع الخطوات الآتية:

1) نتبع الخطوات الآتية: Quick → Estimate Equation فيظهر مربع حوار Equation Estimation:



1) تظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 02/17/20 Time: 11:50
Sample: 1 15
Included observations: 15

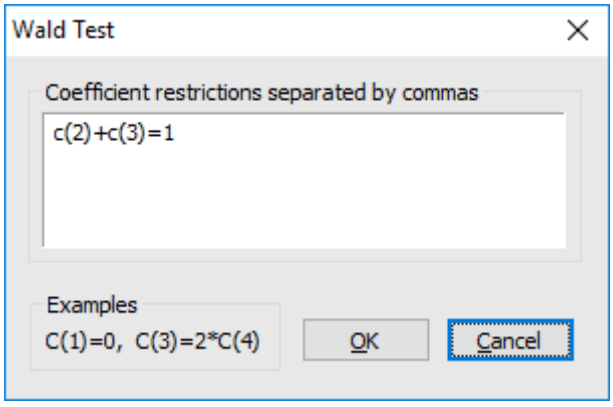
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -16.91922 | 2.864131 | -5.907277 | 0.0001 |
| LOG(L) | 2.721901 | 0.567107 | 4.799623 | 0.0004 |
| LOG(K) | 0.366228 | 0.279795 | 1.308917 | 0.2151 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.914626 | Mean dependent var | 5.839273 |
| Adjusted R-squared | 0.900397 | S.D. dependent var | 0.614351 |
| S.E. of regression | 0.193889 | Akaike info criterion | -0.266207 |
| Sum squared resid | 0.451115 | Schwarz criterion | -0.124597 |
| Log likelihood | 4.996549 | Hannan-Quinn criter. | -0.267715 |
| F-statistic | 64.27891 | Durbin-Watson stat | 1.854925 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

2) لاختبار فيما إذا كان الإنتاج يخضـــع لقانون ثبات الغلة أي $\beta_1 + \beta_2 = 1$ نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Wald Test- Coefficient Restrictions

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب في القســـم المخصـــص بعنوان Coefficient restrictions separated by commas القيد المطلوب وهو:

C(2)+C(3) =1

5) ننقر Ok فتظهر النتائج كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Wald Test:
Equation: Untitled

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| t-statistic | 5.795579 | 12 | 0.0001 |
| F-statistic | 33.58873 | (1, 12) | 0.0001 |
| Chi-square | 33.58873 | 1 | 0.0000 |

Null Hypothesis: C(2)+C(3)=1
Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|---|---|---|
| -1 + C(2) + C(3) | 2.088129 | 0.360297 |

Restrictions are linear in coefficients.

6) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 33.58 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.0001 أصغر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نرفض فرضية العدم وهي فرضية ثبات الغلة، ونقبل الفرضية البديلة أي أن الشرط غير محقق والإنتاج يخضع لقانون زيادة الغلة.

**تمرين (8):**

بالعودة إلى بيانات التمرين (3) وبعد تقدير النموذج واختبار المعنوية الإجمالية للنموذج المطلوب دراسة ما يلي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

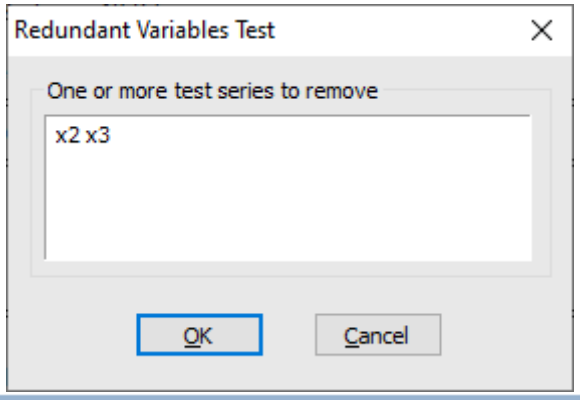
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

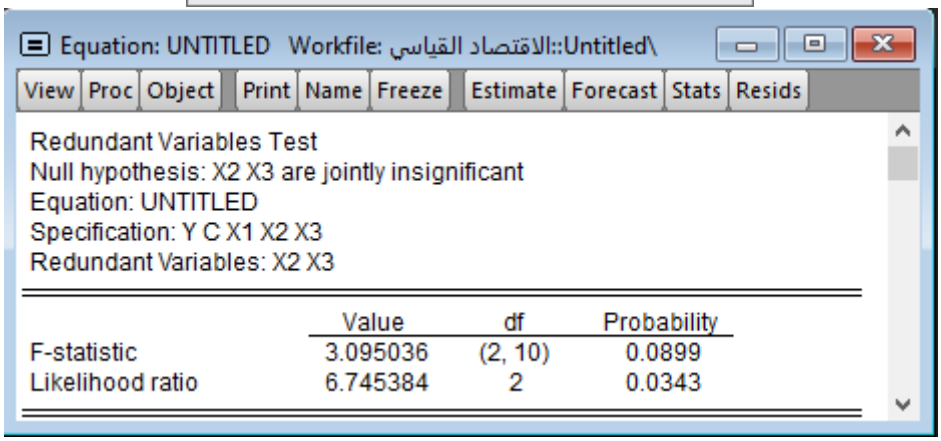
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/16/22 Time: 13:27
Sample: 1 14
Included observations: 14

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 32.89132 | 11.66331 | 2.820068 | 0.0182 |
| X1 | 0.801901 | 0.298436 | 2.687012 | 0.0228 |
| X2 | -0.381362 | 0.156581 | -2.435564 | 0.0351 |
| X3 | -0.037132 | 0.052023 | -0.713768 | 0.4917 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.702687 | Mean dependent var | 17.71429 |
| Adjusted R-squared | 0.613493 | S.D. dependent var | 4.177385 |
| S.E. of regression | 2.597069 | Akaike info criterion | 4.981600 |
| Sum squared resid | 67.44767 | Schwarz criterion | 5.164188 |
| Log likelihood | -30.87120 | Hannan-Quinn criter. | 4.964698 |
| F-statistic | 7.878181 | Durbin-Watson stat | 3.186886 |
| Prob(F-statistic) | 0.005452 | | |

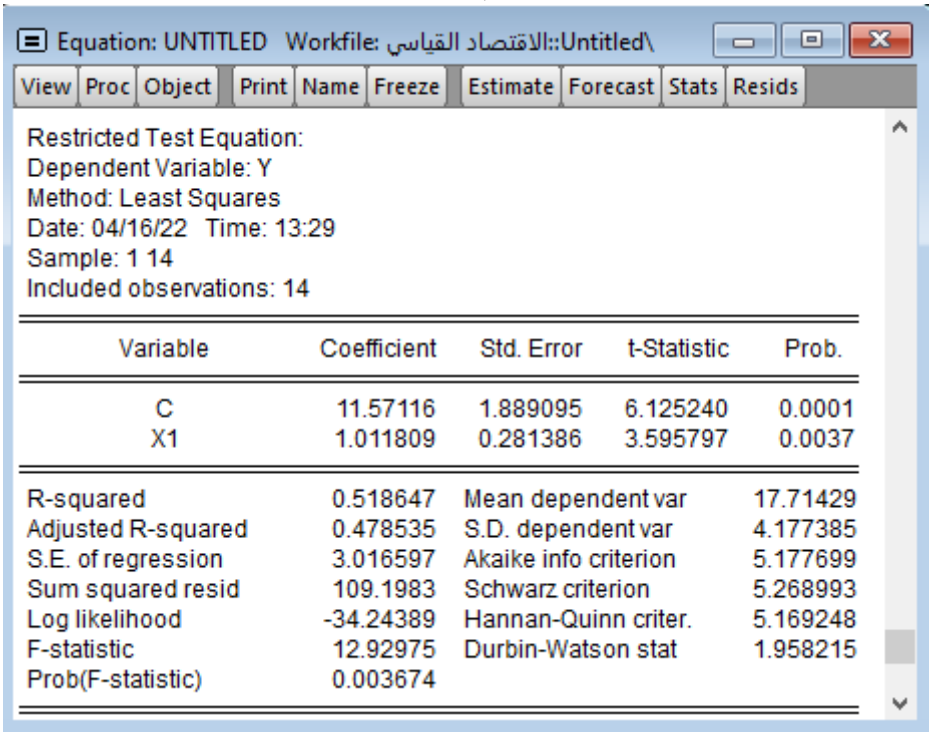
1) هل إضافة المتغيرات التفسيرية $X_2$ , $X_3$ يحسن بشكل معنوي جودة التقدير مقارنة بـ $X_1$ فقط؟



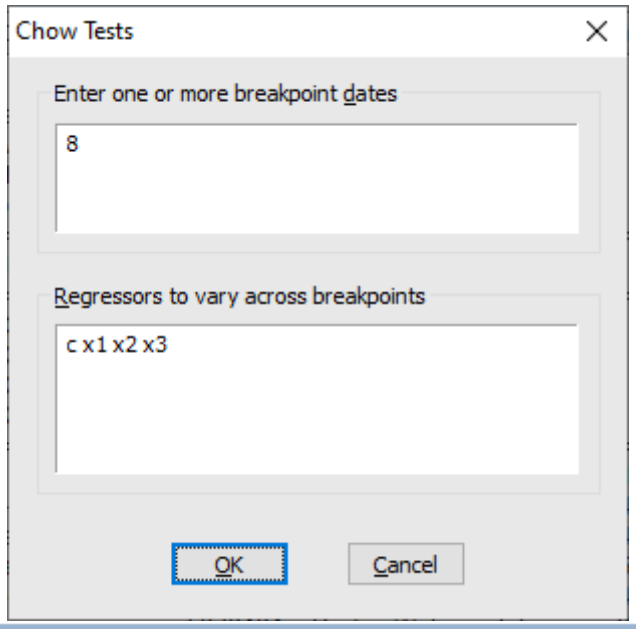



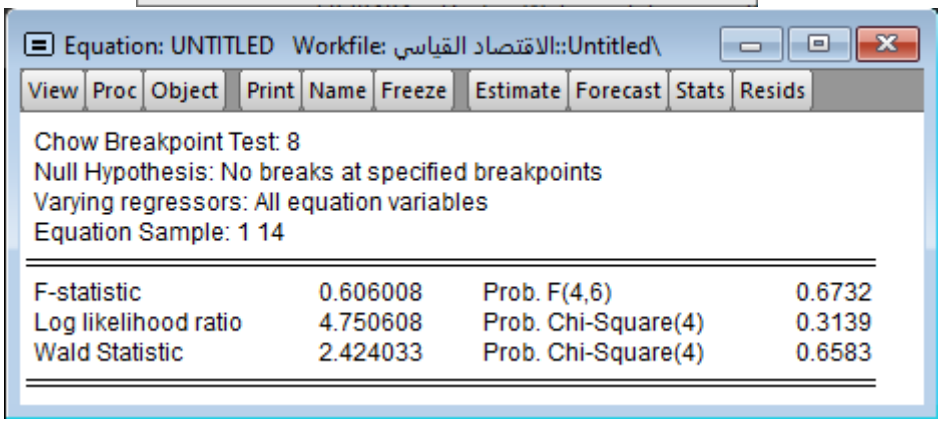

إن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 3.095 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.09 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم. وبالتالي: إضافة المتغيرين التفسيريين لا يحسن بشكل معنوي القدرة التفسيرية للنموذج.

وفي المخرجات يظهر نموذج التقدير الجديد كالآتي:



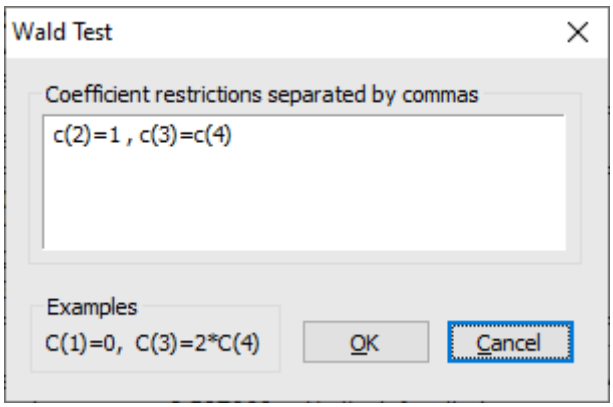

2) هل يمكننا اعتبار النموذج ثابتاً على كامل العينة أم يجب تقسيم العينة إلى قسمين (1–7) و(8–14)؟

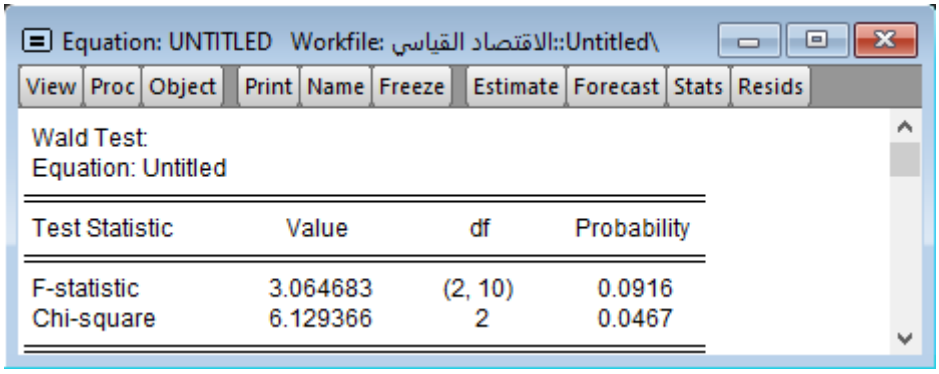



إن قيمة مؤشـــر الاختبار F-statistic = 0.61 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.673 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم؛ أي أن لا يوجد تغيير هيكلي قد حصل في دالة المتغير التابع خلال الفترتين وبالتالي النموذج ثابت على كامل العينة.

3) اقترح باحث اقتصادي أن تكون $\beta_1 = 1 , \beta_2 = \beta_3$ ما رأيك بذلك؟




Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Wald Test:
Equation: Untitled

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 3.064683 | (2, 10) | 0.0916 |
| Chi-square | 6.129366 | 2 | 0.0467 |

إن قيمة مؤشـر الاختبار F-statistic = 3.06 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.0916 أكبر من قيمة مسـتوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضـية العدم وتكون القيود المفروضـة على المعلمات منسـجمة مع المعطيات.

## خامساً: اختبار ثبات معلمات الانحدار عندما يزداد حجم العينة:

يجيب هذا الاختبار عن التسـاؤل الآتي: هل يبقى النموذج ثابت عندما يزداد حجم العينة؟ أي هل تبقى المعلمات ثابتة ومستقرة؟

تكون الفرضيات على الشكل الآتي:

$H_0$ : معلمات النموذج لا تتغير مع زيادة حجم العينة

$H_1$ : معلمات النموذج تتغير مع زيادة حجم العينة

إن الفرضية البديلة تعني أن المعلمات حساسة للتغيرات في حجم العينة فهي ليست ثابتة مع الزمن.

**تمرين (9):**

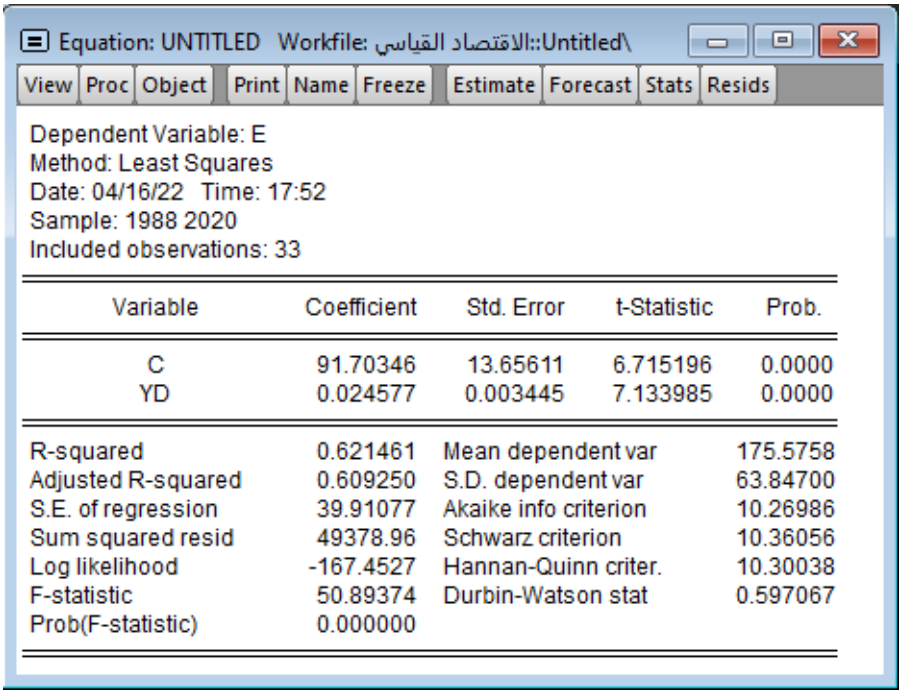
بالعودة إلى بيانات التمرين (6) وبعد تقدير النموذج واختبار المعنوية الإجمالية للنموذج. لنفترض أننا حصلنا على معلومات جديدة حول نفس المتغيرين للفترة اللاحقة الممتدة من 2014 حتى 2020 كما يلي:

| YEAR | YD | E |
|---|---|---|
| 2014 | 5543 | 256 |
| 2015 | 5837 | 284 |
| 2016 | 6183 | 225 |
| 2017 | 6432 | 201 |
| 2018 | 6743 | 192 |
| 2019 | 6994 | 234 |
| 2020 | 7123 | 199 |

المطلوب اختبار فيما إذا كانت إضافة المشاهدات الجديدة للعينة قد أثرت على معلمات النموذج، بمعنى: هل ما زالت معلومات النموذج ثابتة ومستقرة؟

لإجراء الاختبار نتبع الخطوات التالية:

1) نقوم بتقدير النموذج على سلسلة البيانات الكاملة فتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: E
Method: Least Squares
Date: 04/16/22 Time: 17:52
Sample: 1988 2020
Included observations: 33

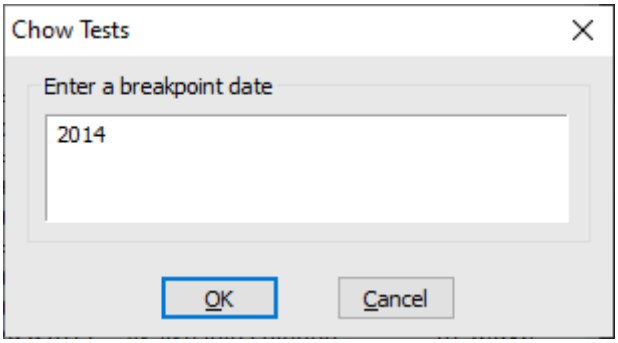
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 91.70346 | 13.65611 | 6.715196 | 0.0000 |
| YD | 0.024577 | 0.003445 | 7.133985 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.621461 | Mean dependent var | 175.5758 |
| Adjusted R-squared | 0.609250 | S.D. dependent var | 63.84700 |
| S.E. of regression | 39.91077 | Akaike info criterion | 10.26986 |
| Sum squared resid | 49378.96 | Schwarz criterion | 10.36056 |
| Log likelihood | -167.4527 | Hannan-Quinn criter. | 10.30038 |
| F-statistic | 50.89374 | Durbin-Watson stat | 0.597067 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

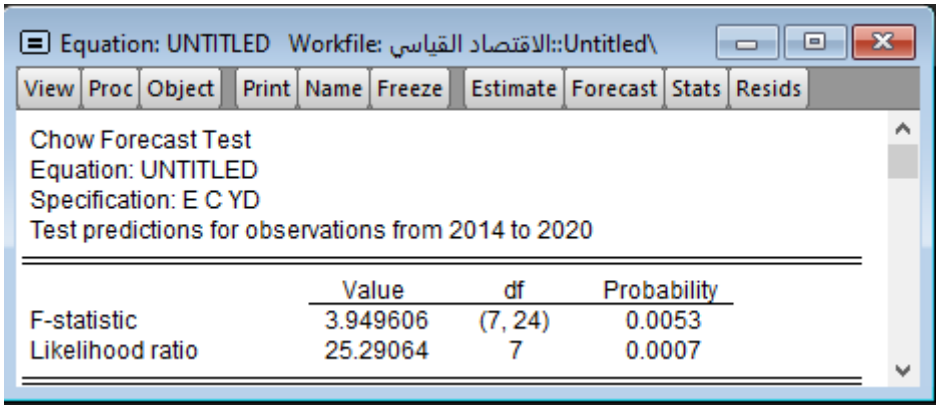
View → Stability Diagnostics → Chow Forecast Test

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نكتب في القسم المخصص بعنوان Enter a breakpoint date ترتيب القيمة التي سنعتبرها أول قيمة في المشاهدات المضافة، أو أول عام في الأعوام المضافة في حال كان لدينا سلسلة زمنية وهنا: (2014).

5) ننقر Ok فتظهر النتائج كما يأتي:


Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

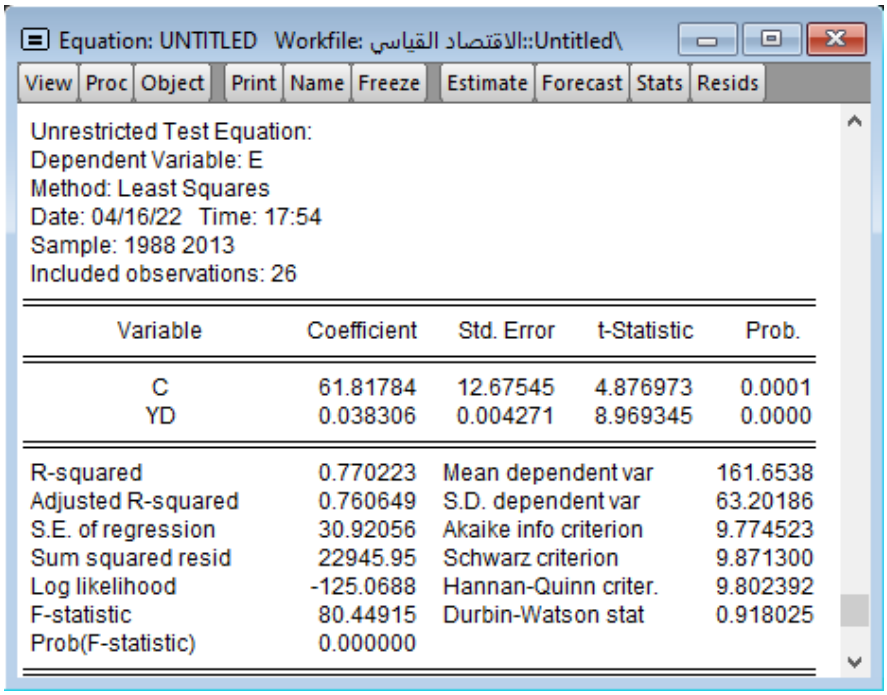
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Forecast Test
Equation: UNTITLED
Specification: E C YD
Test predictions for observations from 2014 to 2020

| | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 3.949606 | (7, 24) | 0.0053 |
| Likelihood ratio | 25.29064 | 7 | 0.0007 |

6) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 3.94 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.0053 أصغر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة أي أن معلمات النموذج تتغير مع زيادة حجم العينة.

7) نلاحظ أن المخرجات تظهر لنا نموذج التقدير قبل إضافة السنوات الجديدة للسلسلة المدروسة.



# مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء ومعالجتها

إن استقلال قيم حدود الخطأ عن بعضها البعض يعني أنها غير مرتبطة، وبالتالي لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء، وبالتالي $U_t$ لا يرتبط بـ $U_{t-1}$: $COV(U_i , U_j) = 0 \quad :i \neq j$

فوجود هذا الارتباط يعني أن المتغير التابع $Y$ يعتمد على المتغيرات التفسيرية $X_1, X_2, \ldots\ldots$ وكذلك على حد الخطأ العشوائي $U$ معاً.

وأكثر ما تبرز مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء في السلاسل الزمنية، ويمكن التعبير عنها بأن قيمة حد الخطأ العشوائي $U$ في فترة زمنية تعتمد على قيمتها في فترات زمنية أخرى.

بينما نادراً ما يحدث الارتباط الذاتي للأخطاء في البيانات المقطعية إلا في حال ترتيب المشاهدات تصاعدياً أو تنازلياً وفقاً للمتغير التابع.

## أسباب ظهور الارتباط الذاتي للأخطاء:

1) غياب متغير تفسيري هام لم يتم إدراجه في النموذج.
2) سوء توصيف النموذج: كأن يتم التعبير عن المتغيرات بشكل خطي بينما كان يجب أن يعبر عنها بشكل لوغاريتمي أو تفاضلي، أو إذا كان يجب تمثيل العلاقة بين $Y$ و$X$ بمنحنٍ، ولكن التعبير عنها كان خطياً.
3) عدم الدقة في البيانات كوجود خطأ منتظم في قياس بعض متغيرات النموذج.
4) الخطأ في استخدام قيم المتغير المستقل: فمثلاً في عرض السلع الزراعية تكون استجابة الفعل في السنة القادمة، أي أن نتائج زراعة محصول ستتحقق في الموسم القادم، ولكن لم يؤخذ هذا بعين الاعتبار، ولم يتم التعبير عن النموذج بالشكل النظامي الآتي: $Y = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + e_t$
5) عدم إدراج المتغير التابع كمتغير متباطئ في الحالات التي تتطلب ذلك.
6) التمهيد بواسطة الوسط المتحرك أو التمديد الداخلي للبيانات لتغطية النقص في السلسلة (كأخذ المتوسط ما بين فترتين للتعبير عن مشاهدة مفقودة بينهما) قد يؤدي لارتباط ذاتي اصطناعي للأخطاء.
7) إذا كانت السلسلة غير مستقرة (مثلاً السلاسل الزمنية للناتج المحلي الاجمالي والأرقام القياسية للأسعار تتغير في فترات الرخاء والركود الاقتصادي)، كذلك الحال في أوقات الحروب والاضطرابات.
8) عندما تكون بيانات السلسلة الزمنية شهرية أو فصلية.
9) المشاكل والأزمات التي تحدث في بلد قد تؤثر على البلدان المجاورة مما يؤدي لظهور الارتباط الذاتي في البيانات المقطعية.

## ماذا ينتج عن وجود الارتباط الذاتي للأخطاء؟

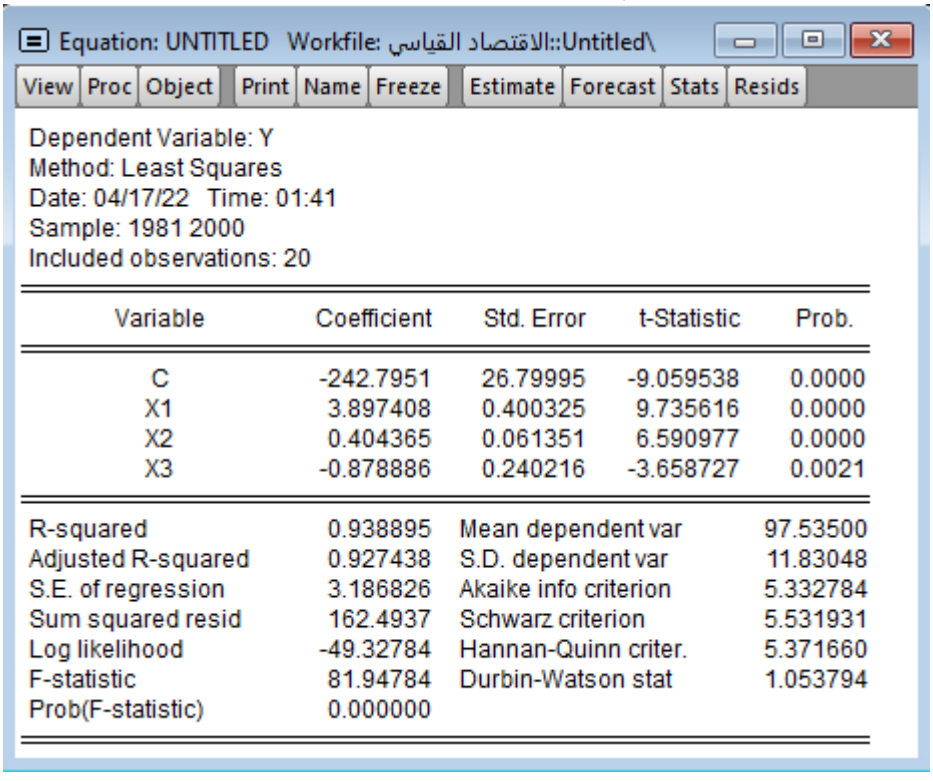
1) تكون معلمات النموذج المقدرة غير متحيزة إحصـــائياً؛ أي أن قيمها المتوقعة تســـاوي قيم المعالم الحقيقية، ولكن قيمتها العددية تكون غير دقيقة.
2) لا تتمتع تباينات معلمات النموذج المقدرة بخاصـــية الكفاءة؛ أي لا تحقق أقل تباين مما يجعل مجالات الثقة للمعلمات طويلة، وهذا يجعلنا نصل إلى قيم زائفة لنتائج الاختبارات الاحصائية.
3) سيؤثر هذا الأمر على قيم الأخطاء المعيارية للمقدرات مما يجعلها متحيزة، وبالتالي سيؤدي إلى نتائج زائفة في اختبار الفرضيات.

**تمرين (10):**

لتكن لدينا البيانات السنوية التالية من عام 1981 إلى عام 2000:

| YEAR | 1981 | 1982 | 1983 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 | 1988 | 1989 | 1990 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 87.4 | 97.6 | 96.7 | 98.2 | 99.8 | 100.5 | 103.2 | 107.8 | 96.6 | 88.9 |
| X1 | 98.6 | 101.2 | 102.4 | 100.9 | 102.3 | 101.5 | 101.6 | 101.6 | 99.8 | 100.3 |
| X2 | 99.1 | 99.1 | 98.9 | 110.8 | 108.2 | 105.6 | 109.8 | 108.7 | 100.6 | 81 |
| X3 | 108.5 | 110.1 | 110.4 | 104.3 | 107.2 | 105.8 | 107.8 | 103.4 | 102.7 | 104.1 |
| YEAR | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
| Y | 75.1 | 76.9 | 84.6 | 90.6 | 103.1 | 105.1 | 96.4 | 104.4 | 110.7 | 127.1 |
| X1 | 97.6 | 97.2 | 97.3 | 96 | 99.2 | 100.3 | 100.3 | 104.1 | 105.3 | 107.6 |
| X2 | 68.6 | 70.9 | 81.4 | 102.3 | 105 | 110.5 | 92.5 | 89.3 | 93 | 106.6 |
| X3 | 99.2 | 99.7 | 102 | 94.3 | 97.7 | 101.1 | 102.3 | 104.4 | 108.5 | 111.3 |

ونرغب الكشف عن الارتباط الذاتي المحتمل من الدرجة الأولى بالطرق البيانية والرياضية.

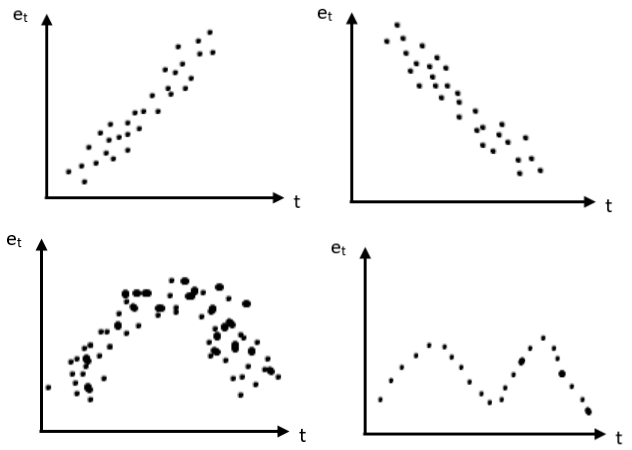


## الطرق البيانية للكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء:

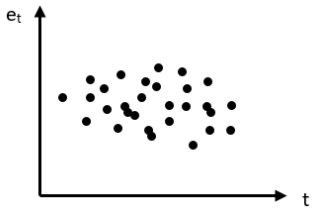
يمكن الكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء من خلال التمثيل البياني للبواقي بأحد طريقتين:

**الطريقة الأولى:**

رسـم حدود الأخطاء المعيارية مع الزمن، فإذا كان للرسـم نمط معين فهذا يعني وجود ارتباط ذاتي للأخطاء كما في الأشكال الآتية:

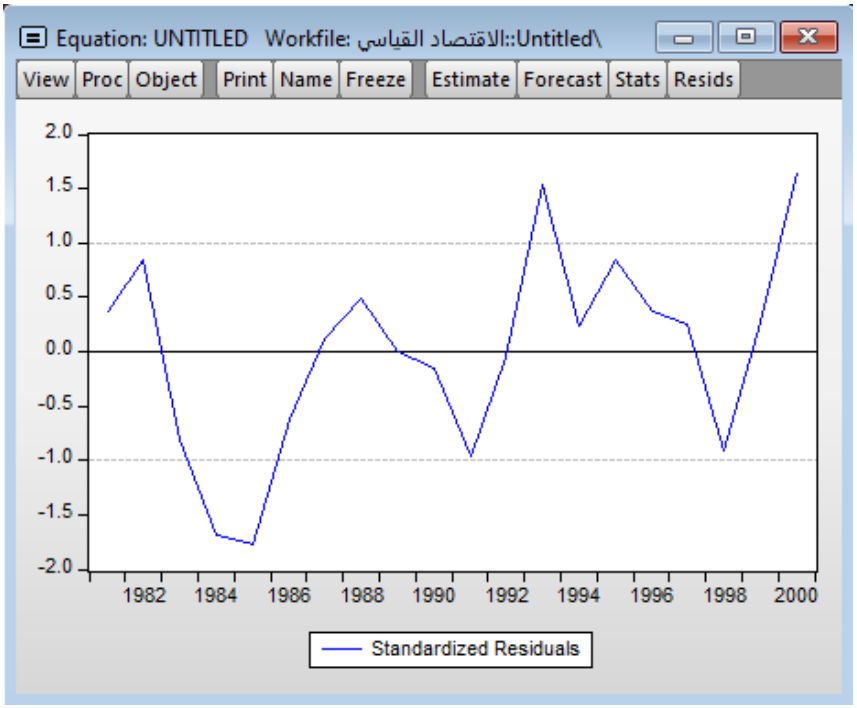



وإذا لم يكن هناك نمط فلا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء كما في الشكل الآتي:

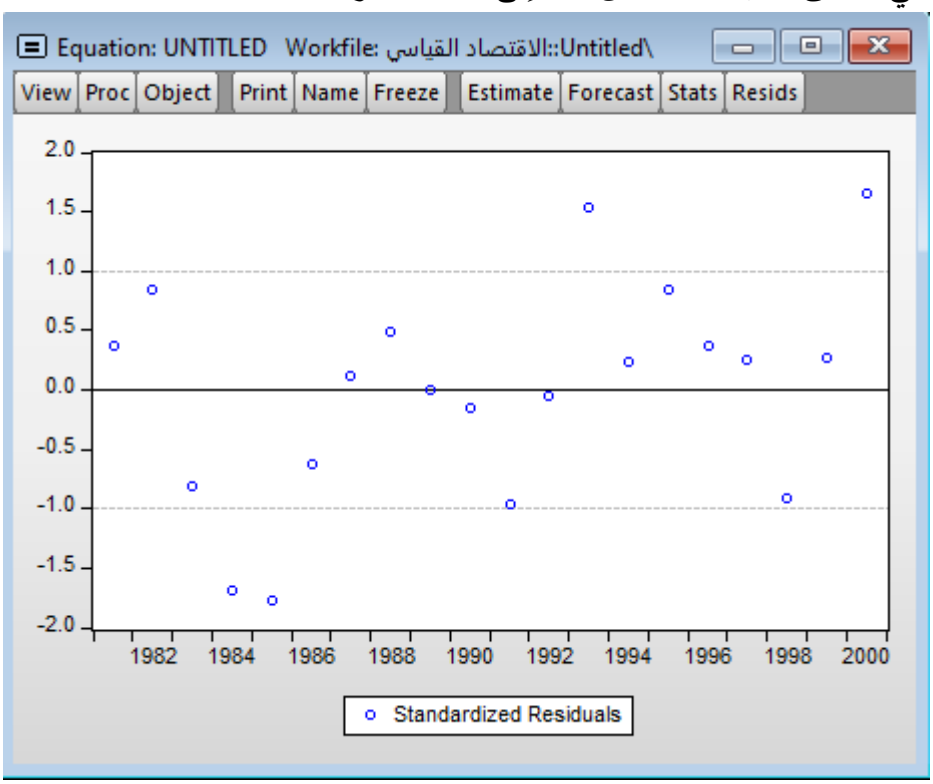



ويتم إظهار الشكل البياني بتنفيذ الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Actual,Fitted,Residuals → Standardized Residual Graph

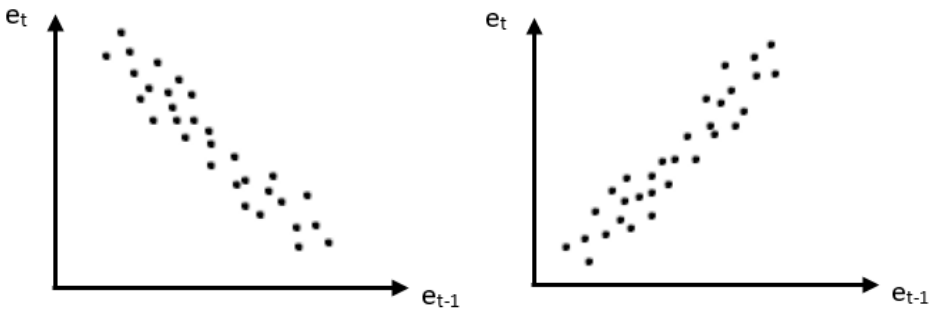


ويمكننا كما في السابق تعديل الشكل من خط إلى نقاط انتشار.



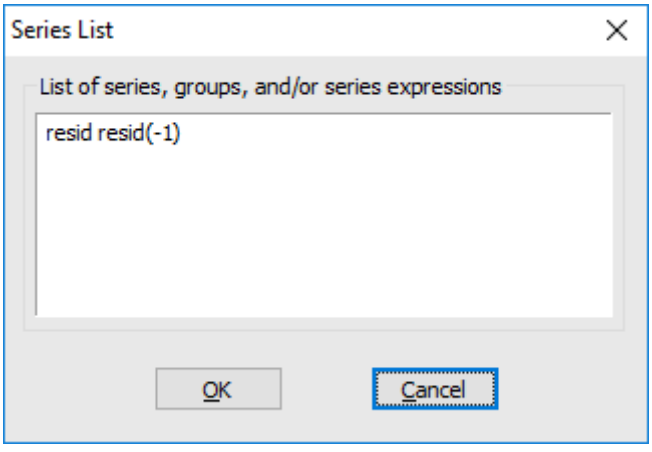

**الطريقة الثانية:**

رسم الشكل الذي يعبر عن انحدار $e_t$ على $e_{t-1}$ ، فاذا أعطت نمطاً معيناً موجباً أو سالباً فهناك ارتباط ذاتي.

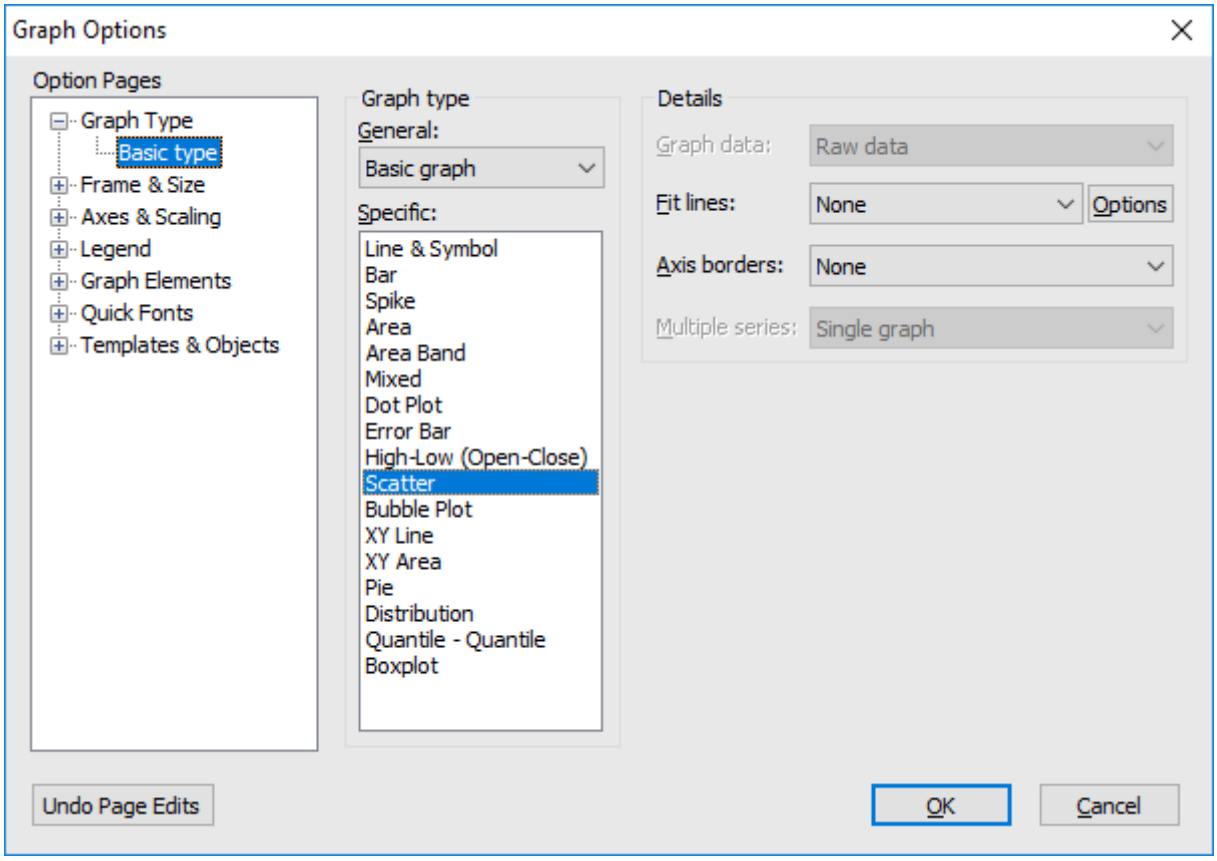



ويتم الرسم بالخطوات الآتية:

1) ننفذ الأمر: Graph → Quick فيظهر مربع حوار Series List فنكتب فيه: resid resid(-1)

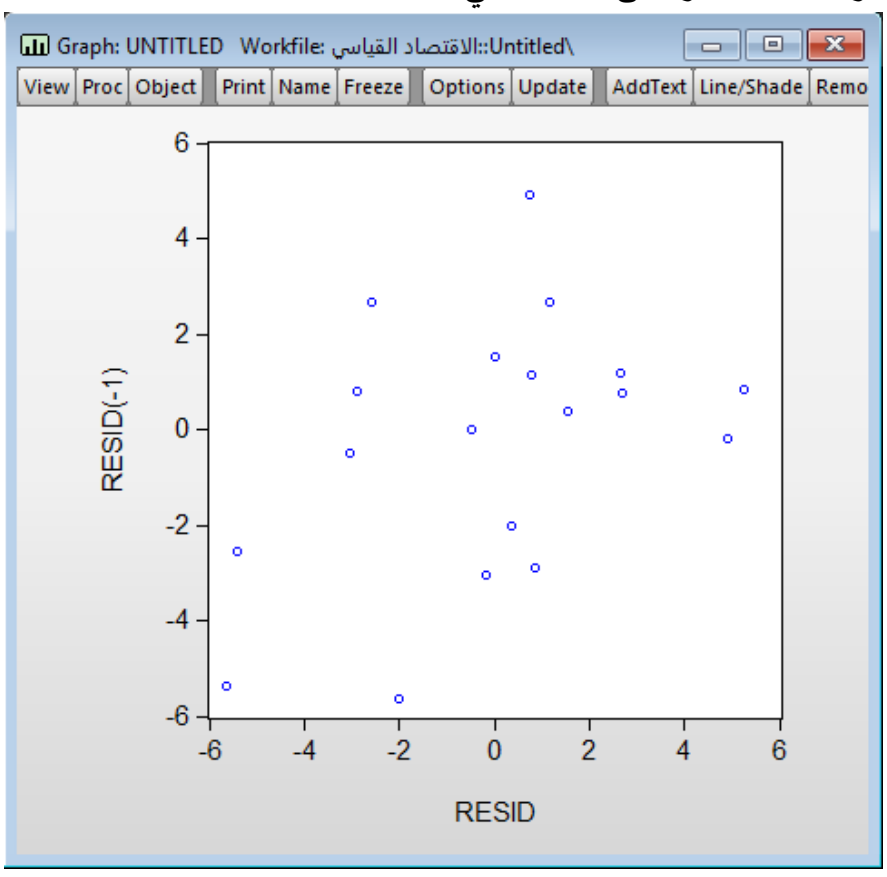


2) ننقر Ok فيظهر مربع حوار Graph Option:




3) نختار الخيار Scatter ضمن القسم Specific.

4) ننقر Ok فيظهر شكل الانتشار على الشكل الآتي:



## أنواع الارتباط الذاتي للأخطاء:

قد يكون الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:

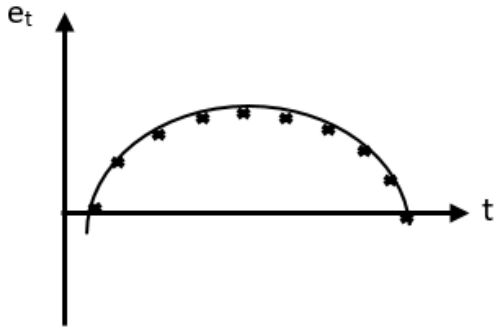
$$U_t = \rho . U_{t-1} + v_t \qquad : -1 < \rho < +1$$

حيث أن ρ تحدد قوة الارتباط المتسلسل.

6) فإذا كان $\rho = 0$ فهذا يعني أنه لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.

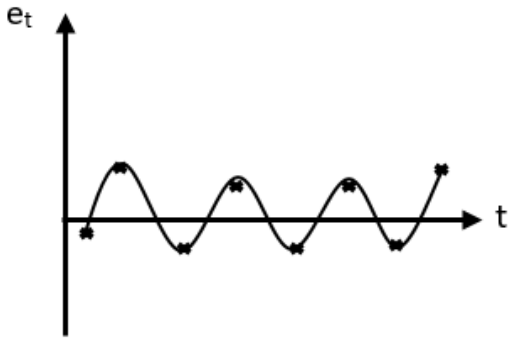
7) وإذا كان $\rho \rightarrow +1$ فهذا يعني أنه يوجد ارتباط ذاتي موجب كبير.

وبتمثيل مشاهدات حدود الخطأ نجد أن حدود الخطأ السالبة تقود إلى سالبة، والموجبة تقود إلى موجبة، كما هو واضح في الشكل الآتي:




8) وإذا كان $\rho \rightarrow -1$ فهذا يعني أنه يوجد ارتباط ذاتي سالب كبير.

وبتمثيل مشاهدات حدود الخطأ فإن حدود الخطأ الموجبة تقود إلى سالبة، والسالبة تقود إلى موجبة، كما هو واضح في الشكل الآتي:




## الطرق الرياضية للكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء:

**الطريقة الأولى: اختبار داربن واتسون Durbin-Watson:**

تظهر قيمة إحصائية داربن واتسون DW أثناء تقدير النموذج عبر برنامج EViews، وهي كما نرى في مخرجات التمرين السابق DW = 1.053.

إن من شروط اختبار داربن واتسون:

1) وجود الثابت في معادلة الانحدار $\beta_0$.

2) يسمح بالكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط أي: $U_t = \rho U_{t-1} + v_t$

3) يشترط في معادلة النموذج ألا تتضمن إبطاء للمتغير التابع كمتغير تفسيري $(Y_{t-1})$.
4) يشترط ألا توجد مشاهدات مفقودة سواء في المتغير التابع أو المتغير المستقل.
5) يشترط ألا يقل عدد المشاهدات عن 15 مشاهدة.
6) إذا كانت البيانات مقطعية يجب أن تكون مرتبة بدلالة المتغير التابع.

ولكن عيوبه تتمثل بأنه:

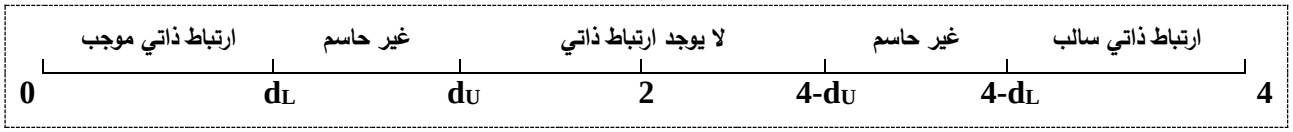
1) يعتبر غير مناسب في حال وجود متغيرات مستقلة متباطئة أي $(X_{t-1})$.
2) الضبابية في المجالات التي تعطي نتائج غير حاسمة أو غير محددة.
3) لا يصلح إذا كانت درجة الارتباط الذاتي أعلى من الدرجة الأولى.
4) لا يصلح إذا كانت أشكال الارتباط الذاتي غير خطية.

ويتم الحكم عليه كما يلي:

9) $WD \to 0$ هذا يدل على وجود ارتباط ذاتي موجب أي $\rho \to +1$ .
10) $WD \to 2$ هذا يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي أي $\rho \to 0$ .
11) $WD \to 4$ هذا يدل على وجود ارتباط ذاتي سالب أي $\rho \to -1$ .

إذا كانت قيمته تقريباً $WD <= 1.4$ أو $WD >= 2.6$ فإن ذلك يعطي احتمالاً أوليـــاً بوجود ارتباط ذاتي.

وللحكم الدقيق نقارن القيمة وفق المخطط التالي:




حيث أن الفرضيات هي:

$H_0: \rho = 0$ لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء
$H_1: \rho \neq 0$ يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء

حيث أن قيمة $d_U , d_L$ تستخرج من جداول داربن واتسون الخاصة.

وفي تمريننا وعند n = 20 و p = 3 نجد أن: $d_U = 1.68 , d_L = 1.00$ نجد أن قيمة DW تقع في منطقة الشك $d_L < DW < d_U$ وقريبة من منطقة رفض فرضية العدم، وبالتالي يمكننا أن نستنتج وجود ارتباط ذاتي موجب للبواقي.

**الطريقة الثانية: اختبار بروش كودفري Breush-Godfrey:**

يســمح هذا الاختبار باختبار الارتباط الذاتي للأخطاء من درجات أعلى من الواحد، كما يســمح بوجود المتغير التابع كمتغير متباطئ تفسيري. ويستند إلى اختبار فيشر $F$ للمعلمات المعدومة وإلى اختبار مضارب لاغرانج $LM$.

ويكتب على النحو الآتي:

$$U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \cdots + \rho_k U_{t-k} + v_t$$

وتكون الفرضيات على الشكل التالي:

$H_0$: $\rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_k = 0$ لا يوجد ارتباط ذاتي

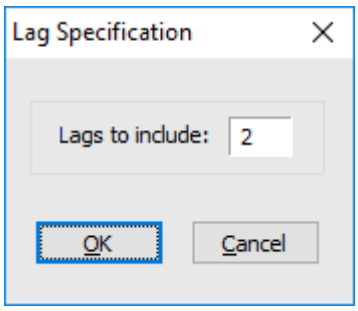
$H_1$: $\rho_j$ لا تساوي الصفر واحدة على الأقل من يوجد ارتباط ذاتي

لإجراء الاختبار عبر برنامج EViews نتبع الخطوات الآتية:

1) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Residual Diagnostics → Serial Correlation LM Test

2) يظهر مربع حوار بعنوان Lag Specification نحدد فيه درجة الإبطاء الزمني للأخطاء:




إذا كانت العينة صغيرة نختار lag to include = 1 وإذا كانت العينة كبيرة نختار lag to include = 2 مع الانتباه إلى أن كل درجة إبطاء زمني تؤدي إلى إنقاص المشاهدات مشاهدة واحدة.

وينصح عدد من الباحثين بإعطاء القيمة (صفر) للقيم الأولى للبواقي المتباطئة كي لا يخسروا كثيراً من المشاهدات، وبالعموم لا يظهر الفرق إلا إذا كان عدد المشاهدات محدوداً.

3) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 2.855850 | Prob. F(2,14) | 0.0912 |
| Obs*R-squared | 5.795238 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0552 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/24/20 Time: 18:33
Sample: 1981 2000
Included observations: 20
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -8.934137 | 24.60858 | -0.363050 | 0.7220 |
| X1 | 0.102924 | 0.366821 | 0.280585 | 0.7831 |
| X2 | -0.026070 | 0.056469 | -0.461671 | 0.6514 |
| X3 | 0.011036 | 0.229070 | 0.048177 | 0.9623 |
| RESID(-1) | 0.662840 | 0.283063 | 2.341671 | 0.0345 |
| RESID(-2) | -0.389645 | 0.290089 | -1.343190 | 0.2006 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.289762 | Mean dependent var | -3.20E-14 |
| Adjusted R-squared | 0.036105 | S.D. dependent var | 2.924432 |
| S.E. of regression | 2.871152 | Akaike info criterion | 5.190629 |
| Sum squared resid | 115.4092 | Schwarz criterion | 5.489349 |
| Log likelihood | -45.90629 | Hannan-Quinn criter. | 5.248942 |
| F-statistic | 1.142340 | Durbin-Watson stat | 2.006711 |
| Prob(F-statistic) | 0.383889 | | |

4) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 2.86 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.09 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الثانية.

كما أن قيمة مؤشر الاختبار LM = n $R^2$ = Obs*R-squared = 5.79 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.055 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود ارتباط ذاتي.

5) في المخرجات يظهر نموذج التقدير الجديد كالآتي:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \cdots + v_t$$

$$e_t = -8.93 + 0.1 X_{1t} - 0.03 X_{2t} + 0.01 X_{3t} + \cdots + 0.66 e_{t-1} - 0.39 e_{t-2} + \cdots + v_t$$

***ملاحظة:*** في التقدير اليدوي من الصعب إيجاد قيمة $F$ لذلك نحسب قيمة $LM$:

$$LM = n * R^2 \sim \chi^2_{\alpha}(k)$$

بعد الأخذ بالاعتبار أن $n$ تحسب بعد طرح عدد المشاهدات $k$ التي تمت خسارتها نتيجة الإبطاء.

## طرق تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي $\rho$:

**الطريقة الأولى: الطريقة البسيطة:**

في حالة الإبطاء من الدرجة الاولى نقدر $\rho$ كما يلي: $\hat{\rho} = 1 - \frac{DW}{2}$

ويتم ذلك إما بالآلة الحاسبة أو عن طريق الأمر scalar في مربع الأوامر Command في برنامج EViews، حيث نكتب في مثالنا:

scalar p = 1 - 1.053794/2

فتكون قيمة $\hat{\rho}$ ناتجة في كائن عددي وتساوي $(\hat{\rho} = 0.473103)$.

**الطريقة الثانية: طريقة ثايل – نكار (Theil – Nagar):**

تعتمد هذه الطريقة على الطريقة الأولى، حيث يتم الأخذ بالاعتبار عدد المشاهدات المأخوذة وعدد المعلمات، ويوضح هذا الأسلوب بالصيغة الآتية:

$$\hat{\rho} = \frac{n^2\left(1 - \frac{DW}{2}\right) + (k+1)^2}{n^2 - (k+1)^2}$$

حيث أن: $k$ هو عدد المتغيرات المستقلة و$n$ هو عدد المشاهدات.

ويمكن حسابها بالآلة الحاسبة أو عن طريق الأمر scalar. حيث نكتب في مثالنا في مربع الأوامر Command ما يلي:

scalar p = ((20^2) * (1 - 1.053794/2) + (3+1)^2) / ((20^2) - (3+1)^2)

فتكون قيمة $\hat{\rho}$ ناتجة في كائن عددي وتساوي $(\hat{\rho} = 0.534482)$.

**الطريقة الثالثة: طريقة انحدار البواقي:**

حيث نجري الانحدار الآتي:

$$e_t = \hat{\rho} e_{t-1} + v_t$$

أي نقوم بإجراء انحدار للبواقي من الدرجة الأولى، ومن ثم نستخرج قيمة المعلمة $\rho$.

ويمكن تطبيق ذلك على برنامج EViews بإنشاء سلسلة البواقي باسم معين (مثلاً R) ثم كتابة متغيرات المعادلة في مربع حوار Equation أو في مربع الأوامر Command على الشكل الآتي:

ls R R(-1)

فتكون $\hat{\rho}$ هي معلمة R(-1) الناتج كما في الصورة $(\hat{\rho} = 0.4648)$:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: R
Method: Least Squares
Date: 04/28/22 Time: 14:30
Sample (adjusted): 1982 2000
Included observations: 19 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.065400 | 0.643073 | 0.101700 | 0.9202 |
| R(-1) | 0.464845 | 0.241301 | 1.926413 | 0.0709 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.179183 | Mean dependent var | -0.063011 |
| Adjusted R-squared | 0.130900 | S.D. dependent var | 2.990587 |
| S.E. of regression | 2.787991 | Akaike info criterion | 4.987820 |
| Sum squared resid | 132.1392 | Schwarz criterion | 5.087235 |
| Log likelihood | -45.38429 | Hannan-Quinn criter. | 5.004645 |
| F-statistic | 3.711069 | Durbin-Watson stat | 1.539745 |
| Prob(F-statistic) | 0.070941 | | |

**الطريقة الرابعة: طريقة داربن Durbin:**

تقوم هذه الطريقة على إدخال المتغير $Y_{t-1}$ كمتغير تفسيري ضمن معادلة التقدير، وبالتالي فإن معلمة هذا المتغير يكون عبارة عن تقدير لمعلمة الارتباط الذاتي $\rho$.

وللقيام بذلك نقوم بالتقدير التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_p X_{pt} + \beta_{p+1} Y_{t-1} + U_t$$

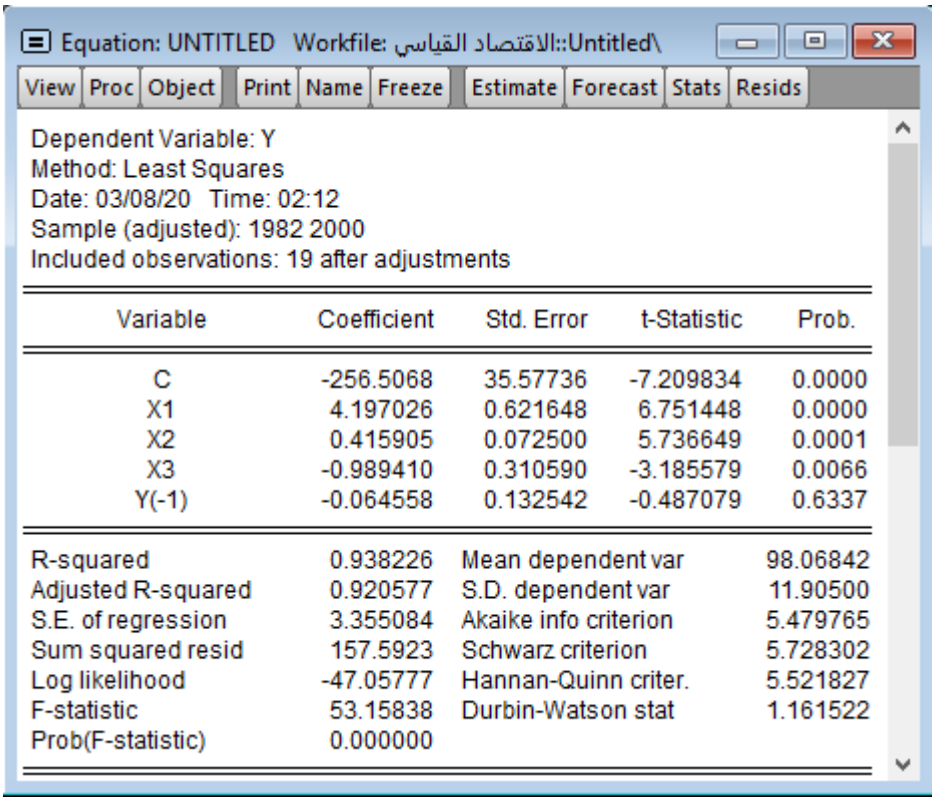
حيث تم إدخال المعادلة في مربع حوار Equation كما يلي:

Y C X1 X2 X3 Y(-1)

أو في مربع الأوامر Command على الشكل الآتي:

ls Y C X1 X2 X3 Y(-1)

وتكون قيمة معلمة $Y_{t-1}$ هي قيمة $\hat{\rho}$ أي: $\hat{\rho} = \hat{\beta}_{p+1}$ بشـــرط أن تكون هذه القيمة معنوية بعد النظر إلى احتمال الدلالة الخاص بهذه المعلمة، كما هو واضـح في الصـورة، ففي مثالنا نلاحظ أن قيمة معامل الارتباط للأخطاء هو معلمة Y(-1) وهي: $\hat{\rho} \approx -0.06$ .



Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/08/20 Time: 02:12
Sample (adjusted): 1982 2000
Included observations: 19 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -256.5068 | 35.57736 | -7.209834 | 0.0000 |
| X1 | 4.197026 | 0.621648 | 6.751448 | 0.0000 |
| X2 | 0.415905 | 0.072500 | 5.736649 | 0.0001 |
| X3 | -0.989410 | 0.310590 | -3.185579 | 0.0066 |
| Y(-1) | -0.064558 | 0.132542 | -0.487079 | 0.6337 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.938226 | Mean dependent var | 98.06842 |
| Adjusted R-squared | 0.920577 | S.D. dependent var | 11.90500 |
| S.E. of regression | 3.355084 | Akaike info criterion | 5.479765 |
| Sum squared resid | 157.5923 | Schwarz criterion | 5.728302 |
| Log likelihood | -47.05777 | Hannan-Quinn criter. | 5.521827 |
| F-statistic | 53.15838 | Durbin-Watson stat | 1.161522 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

ولكن بالنظر إلى القيمة الاحتمالية لـ Y(-1) في الجدول السابق، نلاحظ أن قيمته غير معنوية وبالتالي لا نستطيع أن نعتبره تقديراً لقيمة الارتباط الذاتي $\rho$.

**الطريقة الخامسة: طريقة Cochrane – Orcutt:**

يتم في هذه الطريقة تقدير النموذج باستخدام نموذج الانحدار الذاتي AR، ثم باستخدام نموذج الوسط المتحرك MA، ومن أجل تقدير قيمة معامل ارتباط الأخطاء نختار النموذج الذي يقوم بتصغير المؤشرات Akaike وSchwarz وSSR، ويعظم قيمة Log Likelihood.

من أجل ذلك نتبع ما يلي على برنامج EViews:

1) نجري التقدير الأول: ls Y C X1 X2 X3 AR(1)

وهذا يعني أن البواقي لها انحدار ذاتي بإبطاء من الدرجة الأولى، ويجب أن يكون النموذج مقبولاً إحصائياً، وأن تكون معلمة AR(1) معنوياً، ومن ثم يتم حفظ النموذج من أجل المقارنة.

2) نجري التقدير الثاني: ls Y C X1 X2 X3 MA(1)

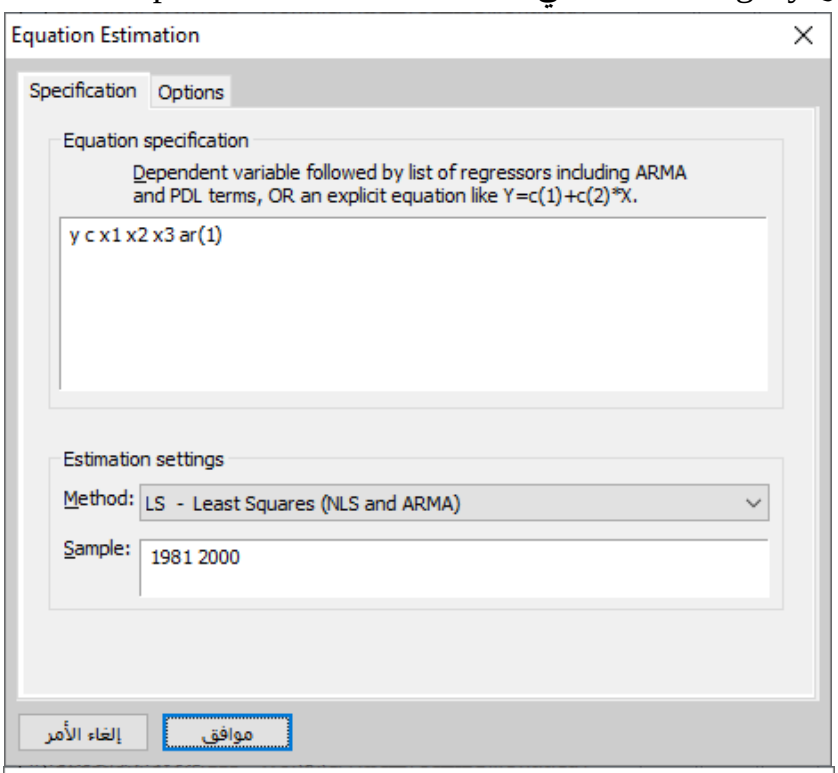
ويجب أن يكون النموذج مقبولاً إحصائياً أيضاً، وقيمة معلمة MA(1) معنوية، ويتم حفظ النموذج أيضاً من أجل المقارنة.

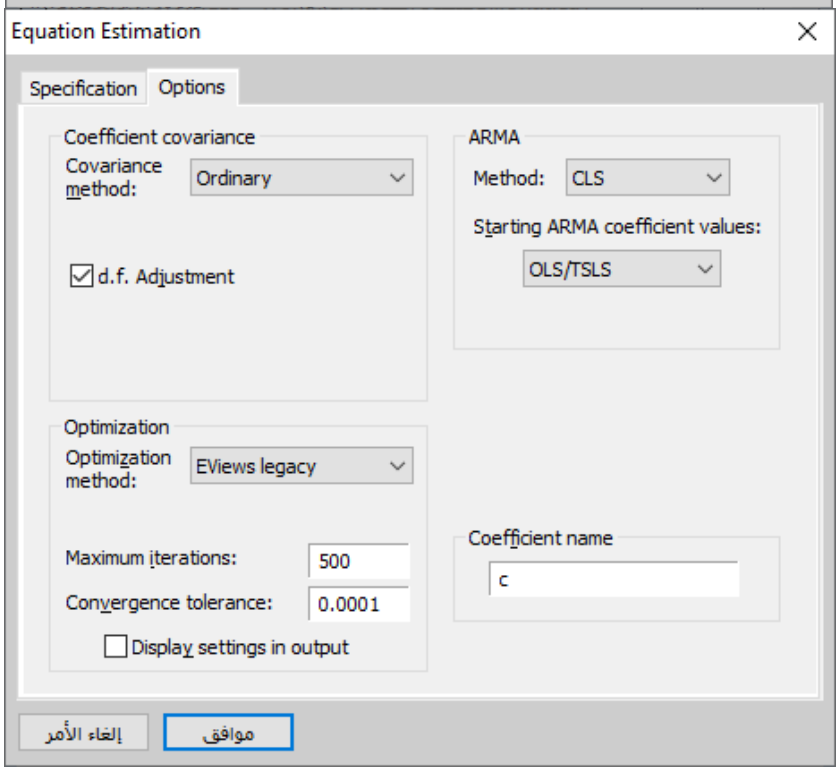
3) النموذج المقبول هو النموذج الذي يقوم بتصغير قيمة كل من Akaike وSchwarz وSSR ويعظم قيمة Log Likelihood.

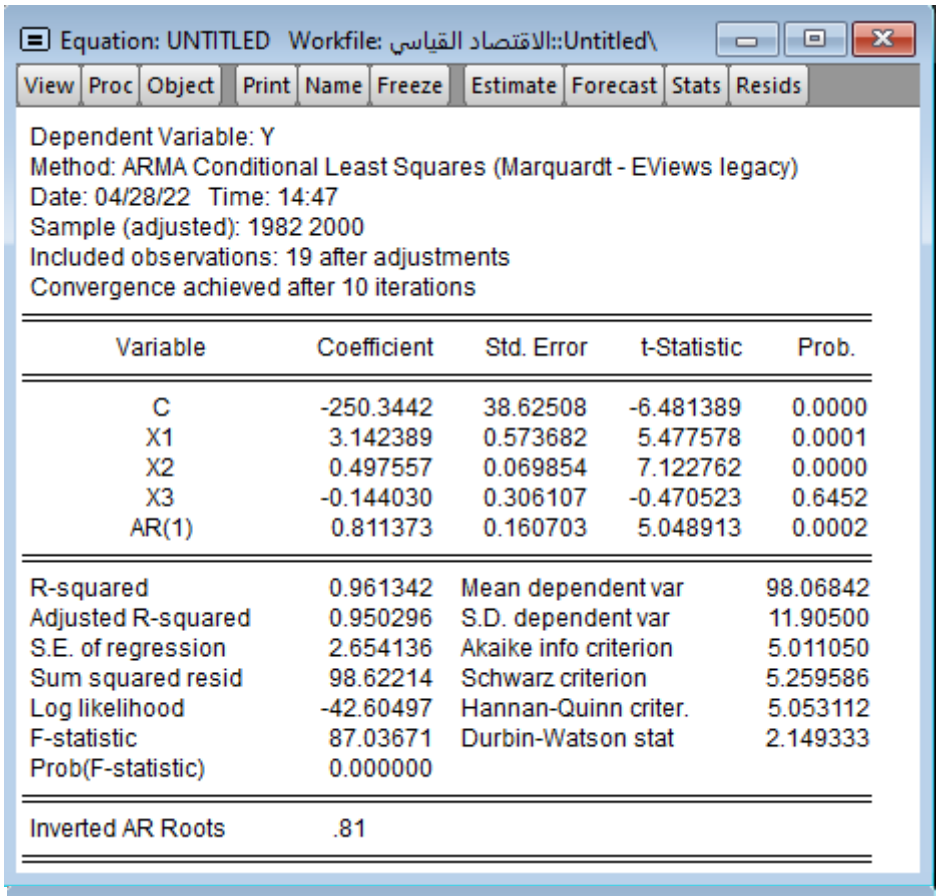
4) عندما نختار النموذج الأمثل من هذين النموذجين يمكننا تحديد قيمة $\hat{\rho}$ وهي معلمة AR(1) أو MA(1) حسب النموذج المختار.

**ملاحظة:** عند تقدير النموذج في الإصـدار EViews 10 يجب أن ننتقل إلى خيارات Options لتأكيد التقدير وفق طريقة المربعات الصغرى وفيها:

- نختار الطريقة CLS في الخانة Method.
- نختار الخيار OLS/TSLS في الخانة Starting ARMA coefficient values.
- نختار الخيار EViews legacy في الخانة Optimization method.





Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

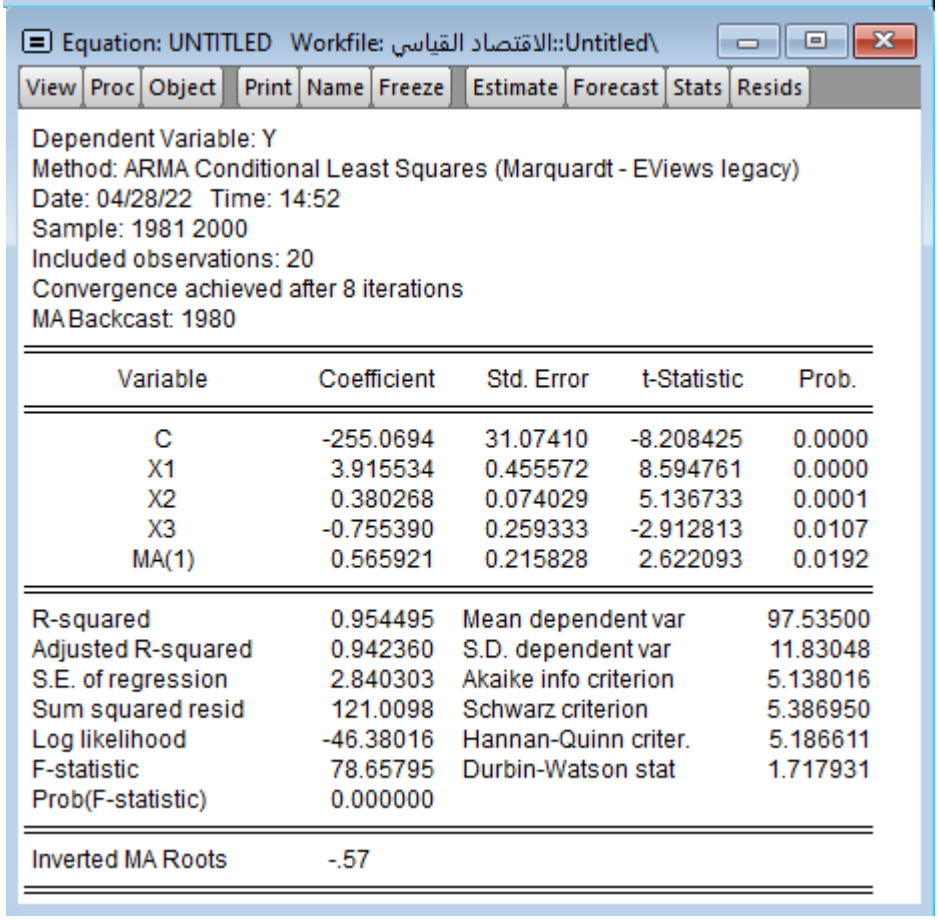
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)
Date: 04/28/22 Time: 14:47
Sample (adjusted): 1982 2000
Included observations: 19 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -250.3442 | 38.62508 | -6.481389 | 0.0000 |
| X1 | 3.142389 | 0.573682 | 5.477578 | 0.0001 |
| X2 | 0.497557 | 0.069854 | 7.122762 | 0.0000 |
| X3 | -0.144030 | 0.306107 | -0.470523 | 0.6452 |
| AR(1) | 0.811373 | 0.160703 | 5.048913 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.961342 | Mean dependent var | 98.06842 |
| Adjusted R-squared | 0.950296 | S.D. dependent var | 11.90500 |
| S.E. of regression | 2.654136 | Akaike info criterion | 5.011050 |
| Sum squared resid | 98.62214 | Schwarz criterion | 5.259586 |
| Log likelihood | -42.60497 | Hannan-Quinn criter. | 5.053112 |
| F-statistic | 87.03671 | Durbin-Watson stat | 2.149333 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .81 |



Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)
Date: 04/28/22 Time: 14:52
Sample: 1981 2000
Included observations: 20
Convergence achieved after 8 iterations
MA Backcast: 1980

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -255.0694 | 31.07410 | -8.208425 | 0.0000 |
| X1 | 3.915534 | 0.455572 | 8.594761 | 0.0000 |
| X2 | 0.380268 | 0.074029 | 5.136733 | 0.0001 |
| X3 | -0.755390 | 0.259333 | -2.912813 | 0.0107 |
| MA(1) | 0.565921 | 0.215828 | 2.622093 | 0.0192 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.954495 | Mean dependent var | 97.53500 |
| Adjusted R-squared | 0.942360 | S.D. dependent var | 11.83048 |
| S.E. of regression | 2.840303 | Akaike info criterion | 5.138016 |
| Sum squared resid | 121.0098 | Schwarz criterion | 5.386950 |
| Log likelihood | -46.38016 | Hannan-Quinn criter. | 5.186611 |
| F-statistic | 78.65795 | Durbin-Watson stat | 1.717931 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted MA Roots | -.57 |

بالمقارنة بين التقديرين AR وMA بالنسبة للمؤشرات Akaike وSchwarz وSSR و Log Likelihood:

| المؤشر | AR | MA |
|---|---|---|
| Akaike | 5.01 | 5.14 |
| Schwarz | 5.26 | 5.39 |
| SSR | 98.62 | 121 |
| Log Likelihood | -42.6 | -46.38 |

وبالتالي نختار النموذج AR أي أن قيمة معامل الارتباط الذاتي $\rho$ المقدرة هي: $\hat{\rho} = 0.81$

## إجراءات التقدير في حالة وجود ارتباط ذاتي للأخطاء:

قبل البدء بإجراءات التقدير نتأكد أنه لم يتم حذف متغيرات هامة من النموذج، وأن توصيف النموذج صحيح رياضياً (أي نوع العلاقة الرياضية بين المتغيرات: أسية، لوغاريتمية، خطية ...)، فإذا تحقق ذلك نقوم بإجراءات التقدير لمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

**الطريقة الأولى: طريقة الفرق الأول:**

يتم من خلال هذه الطريقة تقدير النموذج بحساب التغير الحاصل للمتغيرات التفسيرية، والتغير الحاصل في المتغير التابع؛ وذلك بطرح قيمة المشاهدة في الفترة السابقة من قيمة المشاهدة في الفترة الحالية للمتغير الواحد:

أي على الشكل الآتي:

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_1 + \beta_2 \Delta X_2 + \ldots\ldots + \beta_p \Delta X_p + U_t$$

حيث أن:

$$\Delta X_{jt} = X_{jt} - X_{jt-1}$$
$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

ولأجل ذلك نقوم بكتابة الأمر في مربع الأوامر Command "اختصاراً" على الشكل الآتي مثلاً:

ls D(Y) C D(X1) D(X2) D(X3)

وبالتالي نحصل على نموذج جديد حيث تظهر النتائج كما في الصورة الآتية،. ونلاحظ هنا أننا نفقد مشاهدة واحدة، حيث كان عدد المشاهدات 20 فأصبح 19، وبالنظر الى قيمة DW نجد أنها أصبحت 2.39 بعد أن كانت بالتقدير الأول (قبل أخذ الفرق) مساوية لـــ 1.05 حيث كانت في منطقة عدم الحسم، بينما عندما أخذنا الفرق الأول وأعدنا تقدير النموذج أصبحت قيمة DW قريبة من القيمة 2، وهي منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي.

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 02/24/20 Time: 23:05
Sample (adjusted): 1982 2000
Included observations: 19 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.449805 | 0.655364 | 0.686344 | 0.5030 |
| D(X1) | 3.084444 | 0.541097 | 5.700349 | 0.0000 |
| D(X2) | 0.501433 | 0.065398 | 7.667368 | 0.0000 |
| D(X3) | -0.131089 | 0.272339 | -0.481343 | 0.6372 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.904867 | Mean dependent var | 2.089474 |
| Adjusted R-squared | 0.885841 | S.D. dependent var | 7.951023 |
| S.E. of regression | 2.686451 | Akaike info criterion | 4.998983 |
| Sum squared resid | 108.2552 | Schwarz criterion | 5.197812 |
| Log likelihood | -43.49033 | Hannan-Quinn criter. | 5.032632 |
| F-statistic | 47.55809 | Durbin-Watson stat | 2.397357 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الطريقة الثانية: طريقة المربعات الصغرى المعممة (Generalized Least Squares: GLS):**

تمتاز هذه الطريقة بالشـمولية في عملية تقدير معلمات النموذج، وذلك من خلال التخلص من مشـكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، حيث:

1) يتم فيها كتابة النموذج على الشكل الآتي (ونسميه العلاقة I):

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1 X_{1t}^* + \beta_2 X_{2t}^* + \cdots + \beta_p X_{pt}^* + v_t \qquad (I)$$

أو بالشكل الآتي (ونسميه العلاقة II):

$$Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{1t} - \hat{\rho} X_{1t-1}) + \beta_2(X_{2t} - \hat{\rho} X_{2t-1}) + \cdots + \beta_p\left(X_{pt} - \hat{\rho} X_{pt-1}\right) + (U_t - \hat{\rho} U_{t-1}) \qquad (II)$$

2) بالمقارنة بين العلاقتين نلاحظ أننا نقوم بالتحويلات التالية:

$$Y_t^* = Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1}$$
$$X_{jt}^* = X_{jt} - \hat{\rho} X_{jt-1}$$
$$v_t = U_t - \hat{\rho} U_{t-1}$$

ويمكن حسـابهم باسـتخدام برنامج EViews من خلال إنشـاء متغيرات جديدة بواسـطة مربع الأوامر Command كالآتي:

```
genr DY = Y- p*Y(-1)
genr DX1 = X1- p*X1(-1)
genr DX2 = X2- p*X2(-1)
genr DX3 = X3- p*X3(-1)
```

حيث يتم تقدير قيمة الارتباط الذاتي $\rho$ بإحدى طرق التقدير التي تعرفنا إليها ســـابقاً. وفي مثالنا اعتمدنا القيمة التي حصلنا عليها بالطريقة الأولى أي (0.473103).

3) نلاحظ أنه عند القيام بالتحويلات سنفقد المشاهدة الأولى وبالتالي يُقترح القيام بالتحويل الآتي بالنسبة للقيمة الأولى لكل من المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية وإدخالها في مكانها في المتغيرات التي تم إنشاؤها:

$$Y_1^* = Y_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$$
$$= 87.4\sqrt{1-(0.473103)^2} = 77.00002$$
$$X_{j1}^* = X_{j1}\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$$
$$X_{11}^* = X_{11}\sqrt{1-\hat{\rho}^2} = 98.6\sqrt{1-(0.473103)^2} = 86.8673$$
$$X_{21}^* = X_{21}\sqrt{1-\hat{\rho}^2} = 99.1\sqrt{1-(0.473103)^2} = 87.30781$$
$$X_{31}^* = X_{31}\sqrt{1-\hat{\rho}^2} = 108.5\sqrt{1-(0.473103)^2} = 95.58927$$

4) بعد ذلك نقوم بإجراء الانحدار على المتغيرات المحولة بطريقة المربعات الصـــغرى العادية OLS من خلال مربع الأوامر Command كالآتي:

ls DY C DX1 DX2 DX3

5) تكون نتائج التقدير كما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 04/17/22 Time: 03:19
Sample: 1981 2000
Included observations: 20

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 6.150379 | 13.23515 | 0.464700 | 0.6484 |
| DX1 | 0.480952 | 0.995261 | 0.483243 | 0.6355 |
| DX2 | 0.497433 | 0.159987 | 3.109204 | 0.0067 |
| DX3 | -0.090610 | 0.750120 | -0.120795 | 0.9054 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.683910 | Mean dependent var | 53.87747 |
| Adjusted R-squared | 0.624643 | S.D. dependent var | 10.29001 |
| S.E. of regression | 6.304314 | Akaike info criterion | 6.697202 |
| Sum squared resid | 635.9101 | Schwarz criterion | 6.896348 |
| Log likelihood | -62.97202 | Hannan-Quinn criter. | 6.736077 |
| F-statistic | 11.53951 | Durbin-Watson stat | 1.040624 |
| Prob(F-statistic) | 0.000282 | | |

6) إذا تبين في النموذج المقدر الجديد أنه لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء، نقوم باعتماد معالمه كمعالم للنموذج النهائي، حيث تكون المعلمات المقدرة:

$$b_0 = \beta_0(1-\hat{\rho})\ ،\quad b_1 = \beta_1\ ،\ b_2 = \beta_2\ ،\ \dots\dots b_p = \beta_p$$

ويكتب النموذج النهائي بالشكل الآتي (ونسميه العلاقة III):

$$Y_t = b_0 + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} + \cdots + b_pX_{pt} + U_t \qquad (III)$$

**ملاحظة:**

إذا كانت قيمة $DW_2$ (أي قيمة داربن واتسون عند الإبطاء من الدرجة الأولى)، تدل على وجود ارتباط ذاتي، لا يمكننا اعتماد النموذج (III) المذكور سابقاً، وبالتالي نقوم بإعادة تقدير $\hat{\rho}$، حيث نستخدم البواقي الجديدة لإيجاد قيمة $\rho$ الجديدة، وذلك اعتماداً على التقدير الأخير، في طريقة المربعات الصغرى المعممة.

ويمكن حساب قيمة $\hat{\rho}$ بإحدى الطريقتين:

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{DW_2}{2}$$

أو:

$$e_t = \hat{\rho}\, e_{t-1} + v_t$$

ومن ثم يعاد إجراء التقدير بطريقة المربعات الصغرى المعممة، وبعد الوصول للنموذج نتأكد من قيمة $DW_3$ فإذا دلت على عدم وجود ارتباط ذاتي يتم اعتماد المعالم التي تم الوصول اليها كمعالم للنموذج النهائي، أو نعيد تقدير $\rho$ مرة جديدة كالسابق، وهكذا حتى يصبح الفرق بين القيمة المقدرة الحالية والقيمة المقدرة السابقة لها صغيراً جداً (أصغر من 0.01) فمثلاً: $\hat{\hat{\rho}} - \hat{\rho} < 0.01$.

# مشكلة الارتباط الخطي المتعدد ومعالجتها

إن فرضـــية الارتباط الخطي المتعدد تعني ضـــرورة عدم وجود علاقة ارتباطية قوية بين أحد المتغيرات المستقلة ومتغير مستقل آخر، أو بين متغير مستقل وتركيب خطي من متغيرات مستقلة أخرى.

ففي حال وجود هذه المشـــكلة فإن طريقة المربعات الصـــغرى لا تعطي نتائج ســـليمة إذا كان الارتباط الخطي تاماً بين $X_i$ و$X_j$.

أما إذا كان الارتباط الخطي غير تام، أي أن العلاقة بين المتغيرين المســـتقلين قوية وغير تامة، فقد يخلق هذا مشكلة حيث لا يمكن أن نستطيع بالضرورة حذف أحدهما.

وعادة ما يحدث الارتباط الخطي التام إذا تضـــمن النموذج متغيرات وهمية أو متغيرات مثل LnX و$LnX^2$ وما شابهها.

## نتائج الارتباط الخطي المتعدد:

1) ستكون لدينا قيمة عالية لمعامل التحديد $R^2$ ولكن قيم المعلمات $\beta_0$ و$\beta_1$ و$\beta_2$ .... غير معنوية بسبب زيادة التباين والخطأ المعياري للتقدير التي تؤدي لانخفاض قيمة مؤشر اختبار t وزيادة قيمة احتمال الدلالة.
2) يصبح التقدير حساساً لإضافة أو حذف أية متغيرات بسبب تغيرات معلمات النموذج $\beta_j$.
3) عدم ثبات مقدرات طريقة المربعات الصـغرى: حيث أننا إذا أضـفنا أو حذفنا عدداً قليلاً من المشـاهدات فإنه سيتغير كل من حجم وإشارات القيم المقدرة للمعلمات تغيراً كبيراً.
4) قد تصبح إشارات المعلمات المقدرة معاكسة لما هو متوقع.
5) إذا كان الارتباط تاماً فإن تقدير المعلمات يصبح مستحيلاً والتباين لا نهائياً.

**تمرين (11):**

يرغب باحث اقتصـادي بتفسير التباين في المتغير التابع من خلال أربعة متغيرات تفسيرية، ويحتاج أولاً للتحقق من فرضـــية عدم وجود ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات المســـتقلة. تتوفر لدى هذا الباحث البيانات التالية المعروضة في الجدول التالي:

| | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| y | 8.4 | 9.6 | 10.4 | 11.4 | 12.2 | 14.2 | 15.8 | 17.9 | 19.3 | 20.8 |
| x1 | 82.9 | 88 | 99.9 | 105.3 | 117.7 | 131 | 148.2 | 161.8 | 174 | 185 |
| x2 | 17.1 | 21.3 | 25.1 | 29 | 34 | 40 | 44 | 49 | 51 | 53 |
| x3 | 92 | 93 | 96 | 94 | 100 | 101 | 105 | 112 | 112 | 112 |
| x4 | 94 | 96 | 97 | 97 | 100 | 101 | 104 | 109 | 111 | 111 |

## طرق الكشف عن الارتباط الخطي المتعدد:

**الطريقة الأولى: الملاحظة:**

1) عندما تكون قيمة معامل التحديد $R^2$ عالية والمعلمات غير معنوية مع أن النموذج يكون معنوياً بالنظر لقيمة F-Statistic. كما في النتائج الآتية:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/18/22 Time: 01:18
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -13.53352 | 7.513155 | -1.801310 | 0.1315 |
| X1 | 0.096954 | 0.026488 | 3.660278 | 0.0146 |
| X2 | 0.015081 | 0.049393 | 0.305330 | 0.7724 |
| X3 | -0.199134 | 0.090160 | -2.208675 | 0.0782 |
| X4 | 0.340140 | 0.149749 | 2.271407 | 0.0723 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.998009 | Mean dependent var | 14.00000 |
| Adjusted R-squared | 0.996416 | S.D. dependent var | 4.301163 |
| S.E. of regression | 0.257511 | Akaike info criterion | 0.431347 |
| Sum squared resid | 0.331561 | Schwarz criterion | 0.582640 |
| Log likelihood | 2.843264 | Hannan-Quinn criter. | 0.265380 |
| F-statistic | 626.4634 | Durbin-Watson stat | 3.382618 |
| Prob(F-statistic) | 0.000001 | | |

2) عندما تكون معاملات الارتباط البسيط بين $X_i$ , $X_j$ أكبر من 0.80 ونكشف عن ذلك كما يلي:

- نحدد المتغيرات الداخلة في النموذج في مساحة العمل.
- نتبع الإجراء الآتي: Quick → Group Statistics → Correlations
- يظهر مربع حوار نؤكد فيه المتغيرات ثم ننقر OK.
- تظهر مصفوفة معاملات الارتباط البسيط الداخلة في النموذج كالآتي:

Group: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Correlation

| | Y | X1 | X2 | X3 | X4 |
|---|---|---|---|---|---|
| Y | 1.000000 | 0.997733 | 0.983359 | 0.975480 | 0.988705 |
| X1 | 0.997733 | 1.000000 | 0.988315 | 0.980356 | 0.987666 |
| X2 | 0.983359 | 0.988315 | 1.000000 | 0.969962 | 0.969477 |
| X3 | 0.975480 | 0.980356 | 0.969962 | 1.000000 | 0.991796 |
| X4 | 0.988705 | 0.987666 | 0.969477 | 0.991796 | 1.000000 |

3) نقدر انحدار $X_1$ على $X_2$ و$X_3$ و$X_4$..... خطياً.

وانحدار $X_2$ على $X_1$ و$X_3$ و$X_4$..... خطياً.

وهكذا ..... فإذا كانت المعلمات معنوية فهذا يدل على وجود ارتباط خطي بينهما كما هو واضـــح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: X1
Method: Least Squares
Date: 03/19/20 Time: 23:20
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -220.1243 | 73.02740 | -3.014270 | 0.0236 |
| X2 | 1.533718 | 0.432993 | 3.542131 | 0.0122 |
| X3 | -1.043820 | 1.322636 | -0.789197 | 0.4600 |
| X4 | 3.920590 | 1.662836 | 2.357773 | 0.0565 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.992081 | Mean dependent var | 129.3700 |
| Adjusted R-squared | 0.988122 | S.D. dependent var | 36.41587 |
| S.E. of regression | 3.968887 | Akaike info criterion | 5.884023 |
| Sum squared resid | 94.51240 | Schwarz criterion | 6.005057 |
| Log likelihood | -25.42012 | Hannan-Quinn criter. | 5.751249 |
| F-statistic | 250.5603 | Durbin-Watson stat | 2.258254 |
| Prob(F-statistic) | 0.000001 | | |

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: X2
Method: Least Squares
Date: 03/19/20 Time: 23:21
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 51.33956 | 58.45447 | 0.878283 | 0.4136 |
| X1 | 0.441080 | 0.124524 | 3.542131 | 0.0122 |
| X3 | 0.726456 | 0.683642 | 1.062626 | 0.3288 |
| X4 | -1.430712 | 1.091233 | -1.311097 | 0.2378 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.981962 | Mean dependent var | 36.35000 |
| Adjusted R-squared | 0.972943 | S.D. dependent var | 12.93954 |
| S.E. of regression | 2.128407 | Akaike info criterion | 4.637800 |
| Sum squared resid | 27.18071 | Schwarz criterion | 4.758834 |
| Log likelihood | -19.18900 | Hannan-Quinn criter. | 4.505025 |
| F-statistic | 108.8790 | Durbin-Watson stat | 1.641445 |
| Prob(F-statistic) | 0.000013 | | |

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: X3
Method: Least Squares
Date: 03/19/20 Time: 23:21
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -30.79811 | 31.61114 | -0.974280 | 0.3675 |
| X1 | -0.090095 | 0.114161 | -0.789197 | 0.4600 |
| X2 | 0.218028 | 0.205179 | 1.062626 | 0.3288 |
| X4 | 1.335572 | 0.403094 | 3.313305 | 0.0161 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.986269 | Mean dependent var | 101.7000 |
| Adjusted R-squared | 0.979403 | S.D. dependent var | 8.124722 |
| S.E. of regression | 1.166022 | Akaike info criterion | 3.434247 |
| Sum squared resid | 8.157640 | Schwarz criterion | 3.555281 |
| Log likelihood | -13.17123 | Hannan-Quinn criter. | 3.301473 |
| F-statistic | 143.6549 | Durbin-Watson stat | 2.808828 |
| Prob(F-statistic) | 0.000006 | | |

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: X4
Method: Least Squares
Date: 03/19/20 Time: 23:22
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 42.55169 | 10.85170 | 3.921202 | 0.0078 |
| X1 | 0.122667 | 0.052027 | 2.357773 | 0.0565 |
| X2 | -0.155653 | 0.118720 | -1.311097 | 0.2378 |
| X3 | 0.484138 | 0.146119 | 3.313305 | 0.0161 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.992008 | Mean dependent var | 102.0000 |
| Adjusted R-squared | 0.988012 | S.D. dependent var | 6.411795 |
| S.E. of regression | 0.702033 | Akaike info criterion | 2.419501 |
| Sum squared resid | 2.957101 | Schwarz criterion | 2.540536 |
| Log likelihood | -8.097507 | Hannan-Quinn criter. | 2.286727 |
| F-statistic | 248.2451 | Durbin-Watson stat | 2.601160 |
| Prob(F-statistic) | 0.000001 | | |

**الطريقة الثانية: معيار Klein:**

1) نجمع المتغيرات المستقلة في جدول واحد كما يأتي:

- نحدد المتغيرات المستقلة $X_1$ و$X_2$ و$X_3$ و$X_4$.
- ننقر بالزر اليميني على أحدها ثم نختار الأمر Open ثم as Group، فيظهر جدول المتغيرات كالآتي:

Group: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/-

| | X1 | X2 | X3 | X4 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 82.9 | 17.1 | 92 | 94 |
| 2 | 88.0 | 21.3 | 93 | 96 |
| 3 | 99.9 | 25.1 | 96 | 97 |
| 4 | 105.3 | 29.0 | 94 | 97 |
| 5 | 117.7 | 34.0 | 100 | 100 |
| 6 | 131.0 | 40.0 | 101 | 101 |
| 7 | 148.2 | 44.0 | 105 | 104 |
| 8 | 161.8 | 49.0 | 112 | 109 |
| 9 | 174.2 | 51.0 | 112 | 111 |
| 10 | 184.7 | 53.0 | 112 | 111 |

2) نطبق الأمر Name لحفظ جدول المتغيرات كمجموعة ونسميها باسمها مثلاً group01 ثم ننقر OK.

3) نوجد مصـــفوفة معاملات الارتباط البســـيط بين المتغيرات المســـتقلة وذلك بأن نكتب في مربع الأوامر Command الأمر الآتي: matrix RXX = @cor(group01)

حيث أن الأمر matrix هو أمر إنشاء مصفوفة، والأمر cor هو الأمر الخاص بحساب معاملات الارتباط.

Matrix: RXX Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RXX

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 10:51 | | | |
| R1 | 1.000000 | 0.988315 | 0.980356 | 0.987666 |
| R2 | 0.988315 | 1.000000 | 0.969962 | 0.969477 |
| R3 | 0.980356 | 0.969962 | 1.000000 | 0.991796 |
| R4 | 0.987666 | 0.969477 | 0.991796 | 1.000000 |

4) نحســب مربعات معاملات الارتباط البســيط من خلال إيجاد مصــفوفة جديدة تحتوي قيم هذه المربعات أن نكتب في مربع الأوامر Command الأمر الآتي: matrix RXX2 = @epow(RXX,2)

حيث أن الأمر epow هو أمر الرفع إلى قوة.

Matrix: RXX2 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RXX2

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 10:52 | | | |
| R1 | 1.000000 | 0.976766 | 0.961097 | 0.975483 |
| R2 | 0.976766 | 1.000000 | 0.940826 | 0.939886 |
| R3 | 0.961097 | 0.940826 | 1.000000 | 0.983659 |
| R4 | 0.975483 | 0.939886 | 0.983659 | 1.000000 |

5) نقارن هذه القيم الناتجة مع قيمة معامل التحديد فإذا كانت $R_y^2 < r_{X_iX_j}^2$ فهناك احتمال وجود ارتباط خطي متعدد.

وفي مثالنا لا يبدو لنا وجود خطر كبير لظاهرة الارتباط بين المتغيرات التفسـيرية لأن كل قيم مربعات معاملات الارتباط البسيطة فيما بينها أصغر من معامل التحديد البالغ 0.998، ولكن لا يمكن التغاضي عن أن قيم مربعات معاملات الارتباط البسيطة كبيرة جداً.

**الطريقة الثالثة: اختبار Farrar-Glauber:**

1) المرحلة الأولى:

نحسب D محدد مصفوفة معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات المستقلة RXX من خلال تطبيق الأمر الآتي في مربع Command:

scalar DRXX =@det (RXX)

حيث أن الأمر det خاص بحساب محدد المصفوفة.

وكلما اقتربت قيمة المحدد من الصفر فإن هناك دلالة كبيرة على وجود ارتباط بين المتغيرات المستقلة، فإذا بلغت الصفر كان هناك ارتباط تام بين المتغيرات المستقلة، أما إذا اقتربت من الواحد فهذا يدل أنه لا يوجد ارتباط خطي متعدد ويعبر عن ذلك بأن السلاسل متعامدة.

2) المرحلة الثانية:

- نجري الاختبار كما يلي:

$H_0$: D = 1 أي أن السلاسل متعامدة (استقلال خطي).

$H_1$: D < 1 أي أن السلاسل مترابطة (ارتباط خطي).

- نحسب قيمة مؤشر الاختبار بالعلاقة:

$$\chi^2 = -\left[n - 1 - \frac{1}{6}(2P + 5)\right] \cdot LnD$$

حيث n حجم العينة وP عدد المتغيرات التفسيرية مع الثابت وLn اللوغاريتم الطبيعي.

- إذا كانت قيمة $\chi^2 \geq \chi^2_{[\frac{1}{2}P(P-1),\alpha]}$ نرفض فرضـية العدم ويكون هناك احتمال وجود ارتباط خطي متعدد بين المتغيرات المستقلة، والعكس بالعكس.

***ملاحظة:*** إذا اختلفت نتائج اختباري Klein وFarrar Glauber نأخذ بنتيجة الاختبار الثاني لأنه أكثر دقة من الأول.

**الطريقة الرابعة: عامل تضخم التباين ومقياس التحمل:**

1) يقيس عامل تضخم التباين (VIF: Variance Inflation Factor) مدى تضخم تباينات معلمات الانحدار المقدرة في حال وجود ارتباط خطي متعدد وفق الصيغة:

$$VIF(\hat{\beta}_j) = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad : \quad j = 1, 2, 3, \dots\dots, P$$

حيث أن: $R_j^2$ معامل التحديد لنموذج انحدار $X_j$ على بقية المتغيرات المستقلة.

و$VIF(\hat{\beta}_j)$ عامل تضخم تباين المتغير المستقل $X_j$.

فإذا كانت $VIF > 10$ فهذا دليل على احتمال وجود ارتباط خطي متعدد.

ويفضل أن نقارن $VIF > 5$.

2) مقياس التحمل Tolerance ويعطى بالعلاقة:

$$Tolerance_j = \frac{1}{VIF(\hat{\beta}_j)} = 1 - R_j^2$$

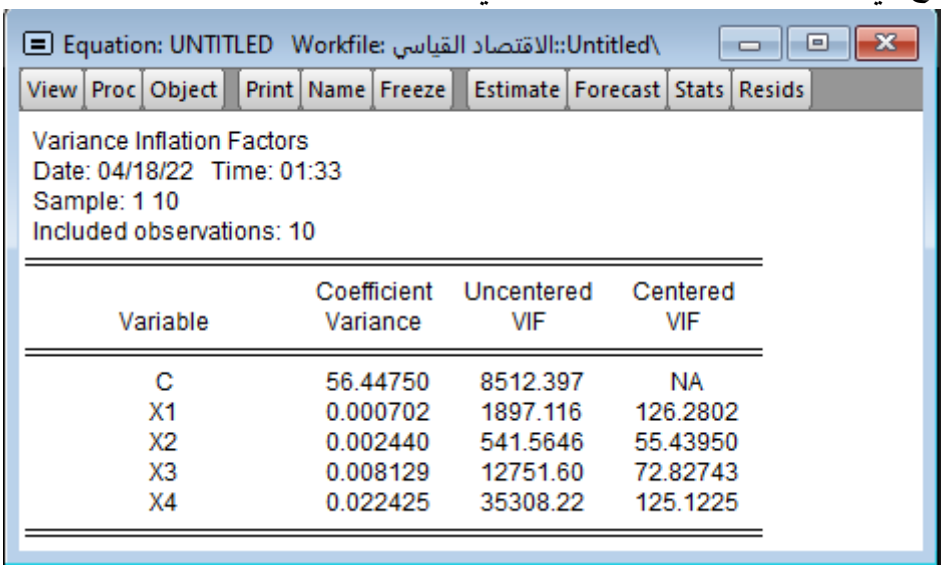
فإذا كان: $Tolerance \to 1 \Leftarrow R_j^2 \to 0$ أي لا يوجد ارتباط خطي متعدد.

$Tolerance \to 0 \Leftarrow R_j^2 \to 1$ أي يوجد ارتباط خطي متعدد.

3) ويتم الحصول على قيم عامل تضخم التباين VIF باستخدام برنامج EViews بالخطوات الآتية في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Variance Inflation Factors

فتظهر النتائج في العمود Centered VIF كما في المخرجات الآتية:



## طرق معالجة الارتباط الخطي المتعدد:

1) زيادة حجم العينة.
2) اســـتبعاد متغير يُعتقد أن لـه ارتباطاً قوياً مع متغير آخر. مع الحذر من الوقوع في خطأ حذف متغير ضـروري؛ أي له أهمية في شـرح التباين وتفسـر التقلبات في المتغير التابع مما يؤدي إلى نتائج متحيزة في تقدير بعض المعلمات.
3) دمج بعض المتغيرات التفسيرية المرتبطة ببعضها إن كان ممكناً ولكن يصعب تفسيرها اقتصادياً.
4) تحويل بعض المتغيرات إلى الفرق الأول (إن لم تكن السلسلة مستقرة)؛ أي: $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$.
5) وضع متغيرات وهمية أو وصفية ذات معنى (0,1).
6) اللجوء إلى بعض أدوات التحليل متعدد المتغيرات كتحليل المكونات الأساسية والتحليل العاملي لتقليص عدد المتغيرات التفسيرية.
7) إجراء ما يسمى بانحدار ريدج Ridge Regression.

### خطوات انحدار ريدج Ridge Regression باستخدام برنامج EViews:

1) نجمع المتغيرات المستقلة في جدول واحد كما يأتي:
   - نحدد المتغيرات المستقلة $X_1$ و$X_2$ و$X_3$ و$X_4$.
   - ننقر بـالزر اليميني على أحـدهـا ثم نختـار الأمر Open ثم as Group، فيظهر جـدول المتغيرات كالآتي:

Group: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/-

| | X1 | X2 | X3 | X4 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 82.9 | 17.1 | 92 | 94 |
| 2 | 88.0 | 21.3 | 93 | 96 |
| 3 | 99.9 | 25.1 | 96 | 97 |
| 4 | 105.3 | 29.0 | 94 | 97 |
| 5 | 117.7 | 34.0 | 100 | 100 |
| 6 | 131.0 | 40.0 | 101 | 101 |
| 7 | 148.2 | 44.0 | 105 | 104 |
| 8 | 161.8 | 49.0 | 112 | 109 |
| 9 | 174.2 | 51.0 | 112 | 111 |
| 10 | 184.7 | 53.0 | 112 | 111 |

2) نطبق الأمر Name لحفظ جدول المتغيرات كمجموعة ونسميها باسمها مثلاً group01 ثم ننقر OK.
3) ننشئ مصفوفة الارتباط الخطي البسيط بين المتغيرات المستقلة RXX، باستخدام الأمر الآتي:

```
matrix RXX = @cor(group01)
```

Matrix: RXX Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RXX

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 10:56 | | | |
| R1 | 1.000000 | 0.988315 | 0.980356 | 0.987666 |
| R2 | 0.988315 | 1.000000 | 0.969962 | 0.969477 |
| R3 | 0.980356 | 0.969962 | 1.000000 | 0.991796 |
| R4 | 0.987666 | 0.969477 | 0.991796 | 1.000000 |

4) نجمع المتغير التابع مع المتغيرات المستقلة في جدول واحد كما يأتي:

- نحدد المتغيرات المستقلة Y و$X_1$ و$X_2$ و$X_3$ و$X_4$.
- ننقر بالزر اليميني على أحدها ثم نختار الأمر Open ثم as Group، فيظهر جدول المتغيرات كالآتي:

Group: GROUP02 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/-

| | Y | X1 | X2 | X3 | X4 |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 8.4 | 82.9 | 17.1 | 92 | 94 |
| 2 | 9.6 | 88.0 | 21.3 | 93 | 96 |
| 3 | 10.4 | 99.9 | 25.1 | 96 | 97 |
| 4 | 11.4 | 105.3 | 29.0 | 94 | 97 |
| 5 | 12.2 | 117.7 | 34.0 | 100 | 100 |
| 6 | 14.2 | 131.0 | 40.0 | 101 | 101 |
| 7 | 15.8 | 148.2 | 44.0 | 105 | 104 |
| 8 | 17.9 | 161.8 | 49.0 | 112 | 109 |
| 9 | 19.3 | 174.2 | 51.0 | 112 | 111 |
| 10 | 20.8 | 184.7 | 53.0 | 112 | 111 |

5) نطبق الأمر Name لحفظ جدول المتغيرات كمجموعة ونسميها باسمها مثلاً group02 ثم ننقر OK.

6) ننشئ مصفوفة الارتباط الخطي البسيط بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة RY باستخدام الأمر الآتي:

```
matrix RY = @cor(group02)
```

Matrix: RY Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

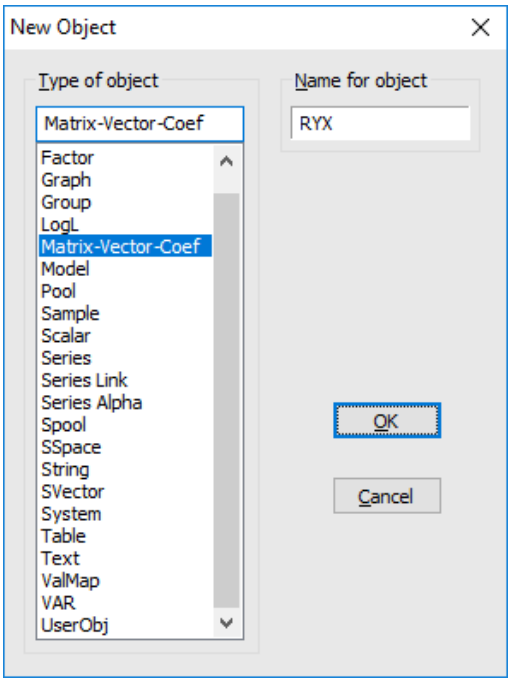
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RY

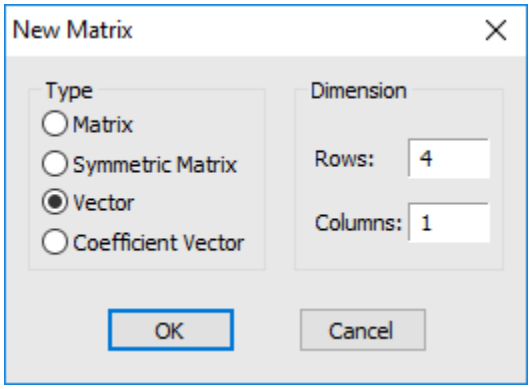
| | C1 | C2 | C3 | C4 | C5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 10:58 | | | | |
| R1 | 1.000000 | 0.997733 | 0.983359 | 0.975480 | 0.988705 |
| R2 | 0.997733 | 1.000000 | 0.988315 | 0.980356 | 0.987666 |
| R3 | 0.983359 | 0.988315 | 1.000000 | 0.969962 | 0.969477 |
| R4 | 0.975480 | 0.980356 | 0.969962 | 1.000000 | 0.991796 |
| R5 | 0.988705 | 0.987666 | 0.969477 | 0.991796 | 1.000000 |

7) ننشئ كائن جديد في منطقة Workfile ونسميه RYX بالخطوات الآتية:

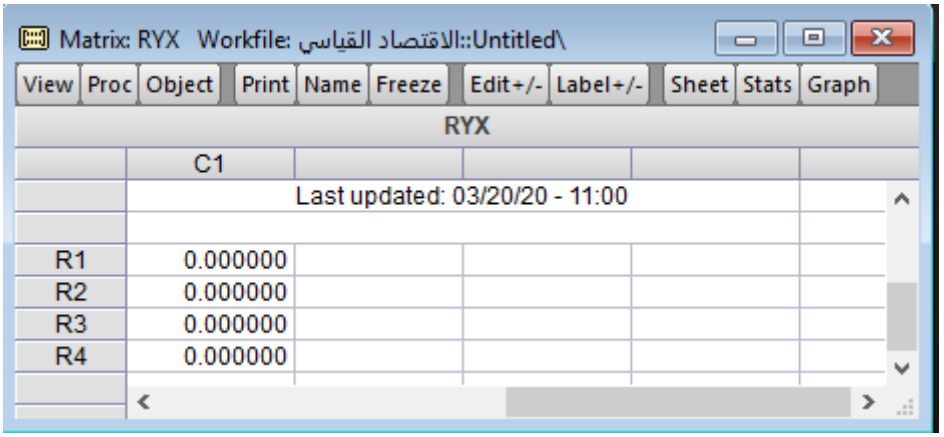
Object → New Object → Matrix-Vector-Coef



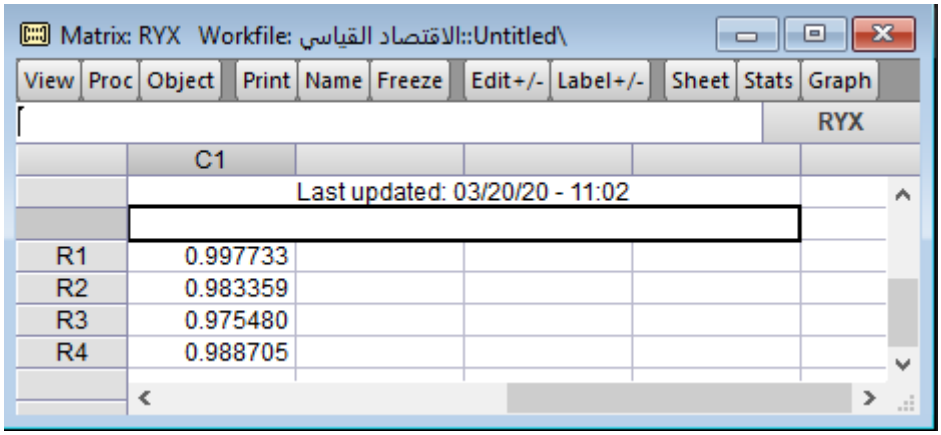

- في المربع Name of object نكتب اسم الكائن (RYX).
- ننقر OK فيظهر مربع الحوار الآتي حيث نحدد خيار (متجه Vector) ونحدد عدد الصفوف مساوياً لعدد المتغيرات التفسيرية (Rows = p)، وعدد الأعمدة (Columns = 1) لأنه متجه عمودي.




- ننقر OK فتظهر نافذة المتجه العمودي صفرية:



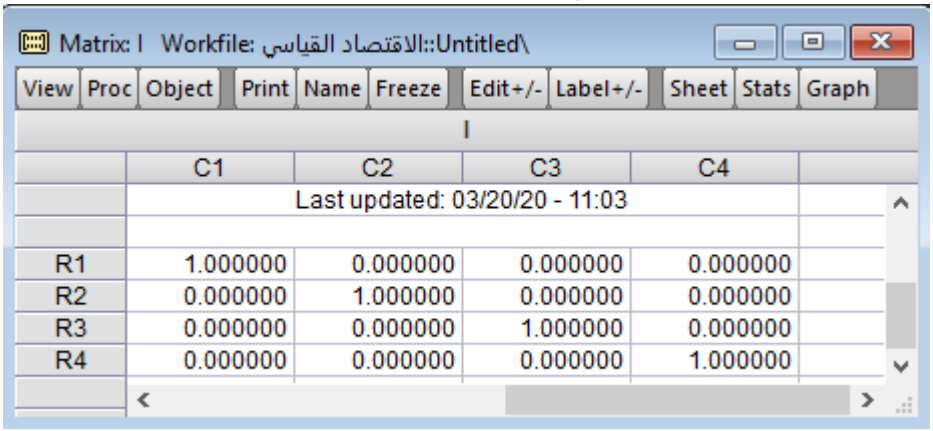

8) ننسخ العمود الأول من المصفوفة RY بعد استبعاد الرقم الأول (1)، أي أننا ننسخ معاملات ارتباط المتغير التابع Y مع المتغيرات التفسيرية $X_j$، ثم نقوم بلصقها في خلايا المتجه RYX كما هو واضح أدناه:




9) ننشئ المصفوفة الواحدية من الدرجة p×p بالأمر الآتي فتظهر المصفوفة I الآتية:

matrix I = @identity (p)

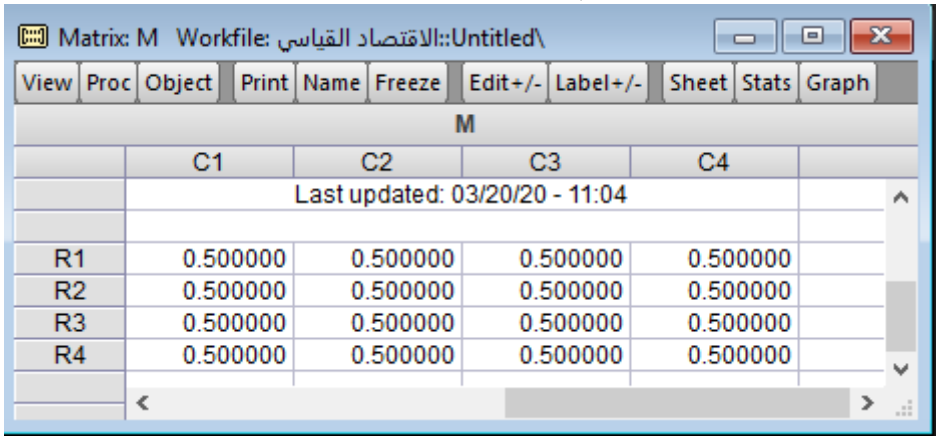
matrix I = @identity (4) هكذا في مثالنا




10) نفترض أن ثابت التحيز يساوي 0.5 وننشئ مصفوفة من الدرجة p×p عناصرها تساوي ثابت التحيز بالأمر الآتي فتظهر المصفوفة M الآتية:

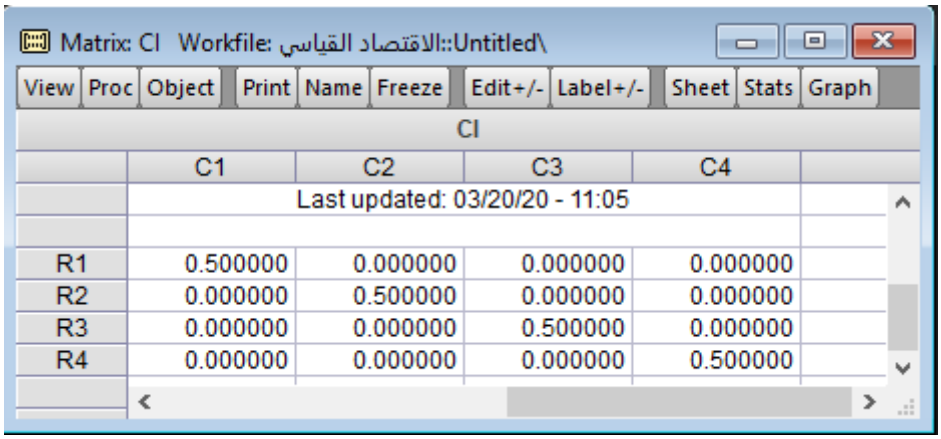
matrix M = @filledmatrix (p,p,0.5)

matrix M = @filledmatrix (4,4,0.5) هكذا في مثالنا




11) لإنشاء مصفوفة واحدية من الدرجة p×p قطرها الأساسي يساوي ثابت التحيز نضرب عناصر المصفوفة I بعناصر المصفوفة M بالأمر الآتي فتظهر المصفوفة CI الآتية:

matrix CI = @emult (I,M)


Matrix: CI Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

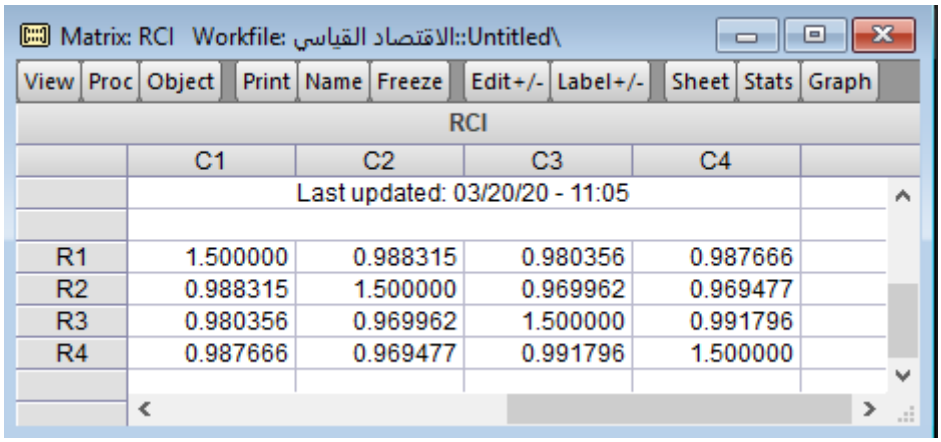
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

CI

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 11:05 | | | |
| R1 | 0.500000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| R2 | 0.000000 | 0.500000 | 0.000000 | 0.000000 |
| R3 | 0.000000 | 0.000000 | 0.500000 | 0.000000 |
| R4 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.500000 |

12) نجمع مصـفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات التفسـيرية RXX مع المصـفوفة الواحدية CI بالأمر الآتي فتنتج المصفوفة RCI الآتية:

matrix RCI = RXX + CI


Matrix: RCI Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

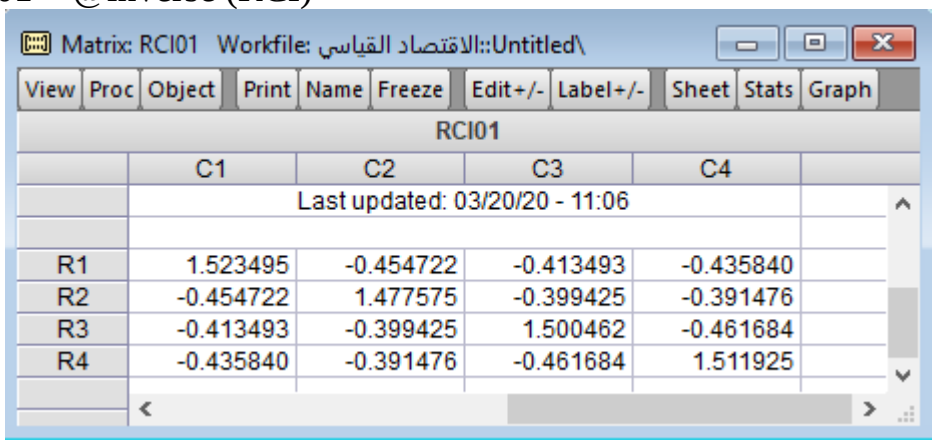
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RCI

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 11:05 | | | |
| R1 | 1.500000 | 0.988315 | 0.980356 | 0.987666 |
| R2 | 0.988315 | 1.500000 | 0.969962 | 0.969477 |
| R3 | 0.980356 | 0.969962 | 1.500000 | 0.991796 |
| R4 | 0.987666 | 0.969477 | 0.991796 | 1.500000 |

13) نوجد معكوس المصفوفة الأخيرة بالأمر الآتي فتنتج المصفوفة RCI01 الآتية:

matrix RCI01 = @inverse (RCI)


Matrix: RCI01 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

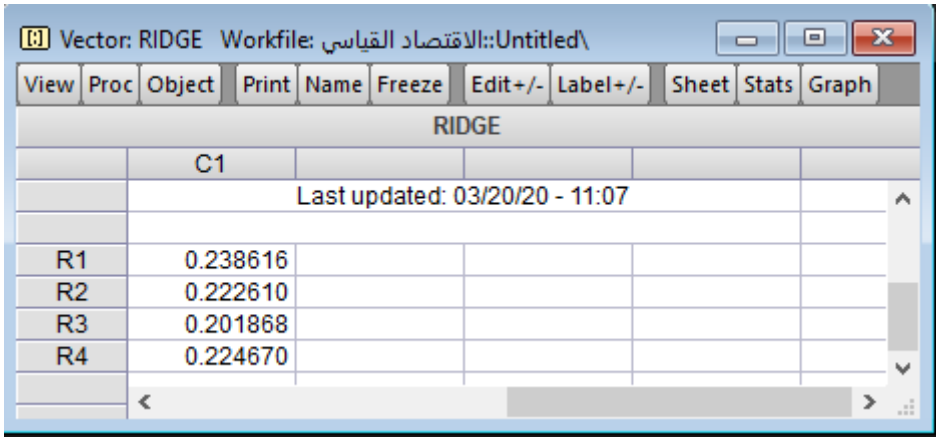
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Edit+/- | Label+/- | Sheet | Stats | Graph

RCI01

| | C1 | C2 | C3 | C4 |
|---|---|---|---|---|
| | Last updated: 03/20/20 - 11:06 | | | |
| R1 | 1.523495 | -0.454722 | -0.413493 | -0.435840 |
| R2 | -0.454722 | 1.477575 | -0.399425 | -0.391476 |
| R3 | -0.413493 | -0.399425 | 1.500462 | -0.461684 |
| R4 | -0.435840 | -0.391476 | -0.461684 | 1.511925 |

14) نضرب المصفوفة RCI01 بالمتجه RYX بالأمر الآتي فينتج المتجه Ridge الآتي:

vector RIDGE = RCI01 * RYX




15) تشكل عناصر هذا المتجه معالم طريقة انحدار ريدج المعيارية التي نرمز لها $b_j^R$ ، ويتم بواسطتها إيجاد قيم معالم النموذج الأصلي $b_j$ بالعلاقات الآتية ومن ثم كتابة معادلة النموذج.

$$b_j = \frac{sd(Y)}{sd(X_j)} \cdot b_j^R$$

$$b_0 = \bar{Y} - b_1\bar{X}_1 - b_2\bar{X}_2 - \cdots - b_p\bar{X}_p$$

$$Y_i = b_0 + b_1X_{i1} + b_2X_{i2} + \cdots + b_pX_{ip} + e_i$$

- نقوم بحساب الانحرافات المعيارية لكل من المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية كالآتي:

```
scalar sdy = @stdev(y)
scalar sdx1 = @stdev(x1)
scalar sdx2 = @stdev(x2)
scalar sdx3 = @stdev(x3)
scalar sdx4 = @stdev(x4)
```

وفي حال كانت المتغيرات التفسيرية أكثر نصل إلى عددها

```
scalar sdxp = @stdev(xp)
```

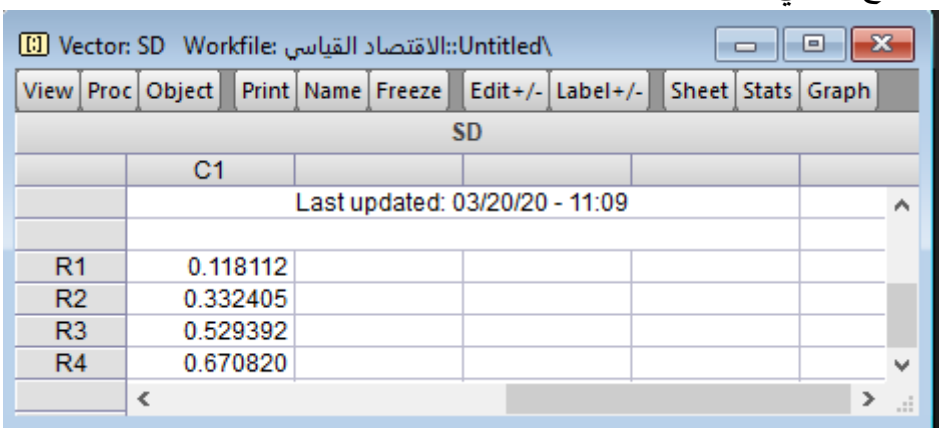
- ننشئ متجه تتضمن عناصره القيم $\frac{sd(Y)}{sd(X_j)}$ بالأمر الآتي:

```
vector SD = @fill(sdy/sdx1,sdy/sdx2,…,sdy/sdxp)
```

حيث نطبق في مثالنا الأمر:

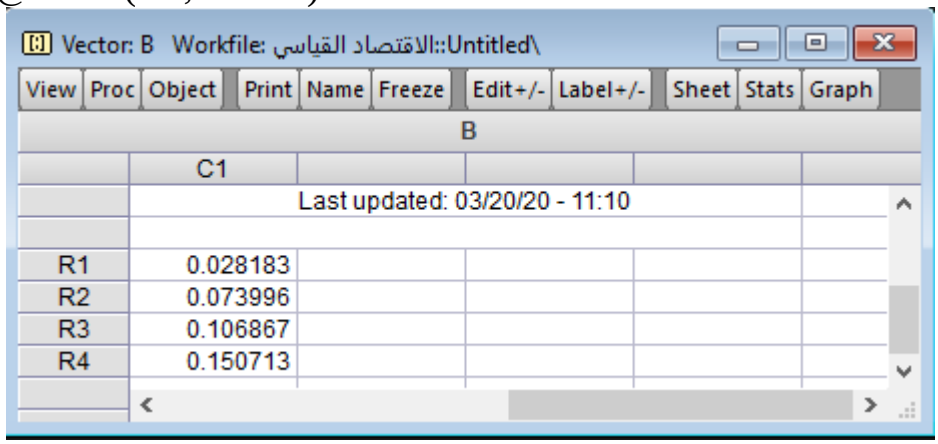
```
vector SD = @fill(sdy/sdx1,sdy/sdx2,sdy/sdx3,sdy/sdx4)
```

فتظهر النتائج كالآتي:



- نضرب عناصر المتجه SD بعناصر المتجه RIDGE فينتج المتجه b وهو عبارة عن معالم النموذج الأصلي $b_1, b_2, \dots, b_p$ وذلك بالأمر الآتي:

vector B = @emult (SD,RIDGE)




هذا يعني أن معلمات النموذج باستخدام انحدار ريدج هي:

$$b_1 = 0.028\,, b_2 = 0.074\,, b_3 = 0.107\,, b_4 = 0.151$$

ثم نحسب قيمة $b_0$ ونكتب معادلة الانحدار الناتجة.

# مشكلة عدم ثبات التباين (اختلاف التباين) ومعالجتها

تسمى هذه المشكلة أيضاً: مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ أو مشكلة عدم تجانس حد الخطأ. وفي هذه الحالة تبقى مقدرات طريقة المربعات الصـــغرى غير متحيزة، لكنها تكون غير فعالة، وبالتالي فإن قيم احتمال الدلالة لهذه المقدرات تكون كبيرة وغير صـــحيحة، كما تكون مجالات الثقة للمقدرات متحيزة، وتكون قيمة F للتقدير كبيرة.

أما أن يكون تباين حد الخطأ ثابتاً عند كل قيم المتغير التفســـيري ومســـاوياً لتباين المتغير التابع في المجتمع الإحصائي فهذا هو المطلوب لتكون المقدرات فعالة. ويعبر عن ذلك بالعلاقة:

$$V\left(\frac{U_i}{X_i}\right) = E\left(U_i^2\right) = \sigma_u^2$$

ويمكننا حســـاب تباين حد الخطأ $Msr = \sigma_u^2$ بتربيع القيمة S. E. of Regression في جدول مخرجات التقدير.

## أسباب مشكلة عدم ثبات التباين:

1) قد يؤدي تمثيل المشاهدات بالمتوسطات المحسوبة لعينات من أطوال مختلفة إلى مشكلة عدم ثبات التباين.
2) عندما تتكرر نفس القيمة للمتغير التابع Y مع قيم مختلفة للمتغير التفسيري X.
3) عندما تكون حدود الخطأ العشوائي U مرتبطة بالمتغير التفسيري X، وغالباً يحدث هذا في البيانات المقطعية.
4) عندما يكون هناك خطأ في قياس المتغير التابع Y، ويختلف حجم هذا الخطأ باختلاف قيم X.
5) وجود خطأ في توصيف نموذج الانحدار من حيث الشكل الرياضي أو عدم إدراج بعض المتغيرات التفسيرية.

**تمرين (12):**

يرغب مدير الإنتاج في مصـــنع لوحدة إنتاج الســـيارات بتحديد العلاقة بين عدد العيوب الملاحظة $Y_i$ وزمن التحقق من جاهزية السيارة $X_i$، وقد اختار النموذج الآتي: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i$

ومن أجل ذلك أجرى اختباراً على 30 ســيارة موزعة في ســت فئات، كل فئة تحتوي على 5 ســيارات، وطلب من رئيس كل ورشة تسجيل عدد ساعات التحقق من جاهزية السيارة، والنتائج في الجدول الآتي:

| زمن التحقق بالساعات $X_i$ | عدد العيوب المشاهدة $Y_i$ | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 4 | 4 | 5 | 6 | 8 | 8 |
| 3.5 | 6 | 11 | 13 | 15 | 17 |
| 2 | 9 | 13 | 14 | 15 | 21 |
| 1.5 | 6 | 13 | 16 | 23 | 26 |
| 1 | 11 | 15 | 17 | 22 | 34 |
| 0.5 | 7 | 21 | 23 | 28 | 38 |

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 01:59
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

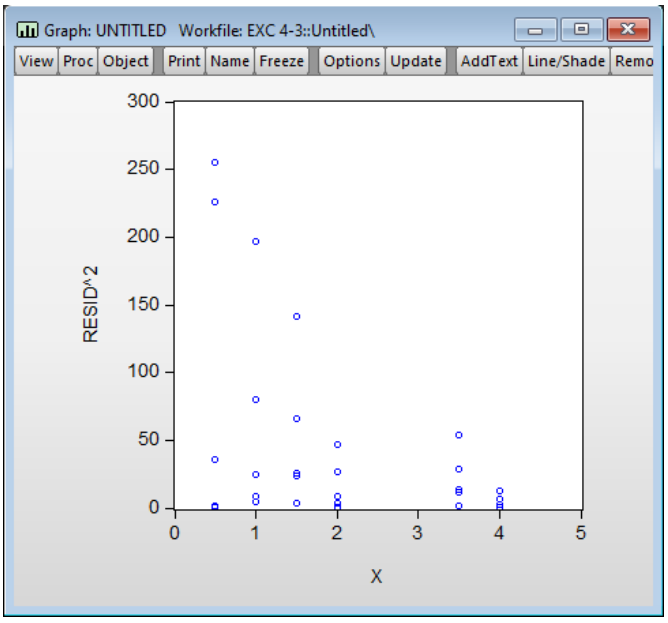
## التمثيل البياني للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين:

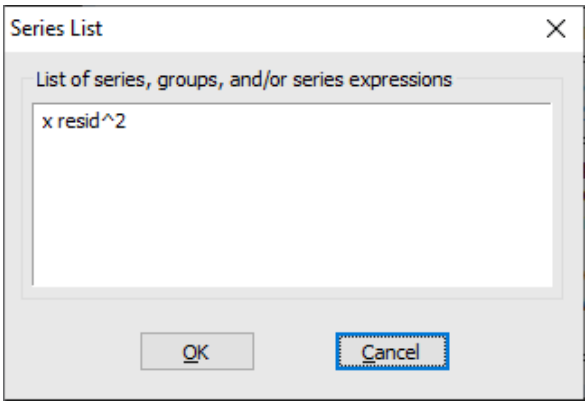
للكشف عن ثبات أو عدم ثبات التباين بيانياً هناك عدة طرق:

**الطريقة الأولى:**

1) الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي $e_t^2$ على المحور الشاقولي مع المتغير المستقل على المحور الأفقي (في حالة الانحدار البسيط).
2) الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي $e_t^2$ على المحور الشاقولي مع كل متغير مستقل على حدة على المحور الأفقي (في حالة الانحدار المتعدد).

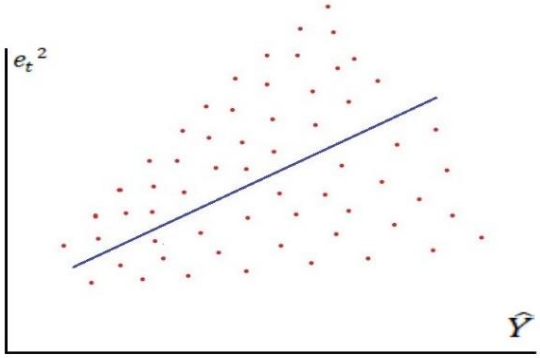
فإذا كانت نقاط الانتشار عشوائية لا تتخذ نمطاً معيناً دل ذلك على ثبات التباين.



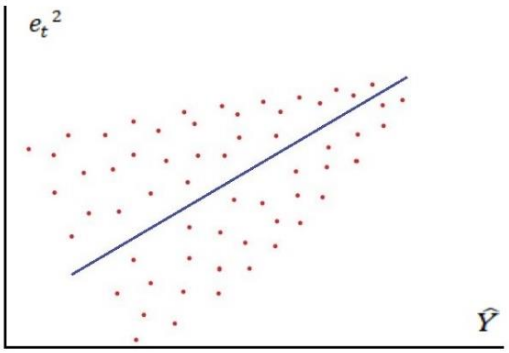



**الطريقة الثانية:**

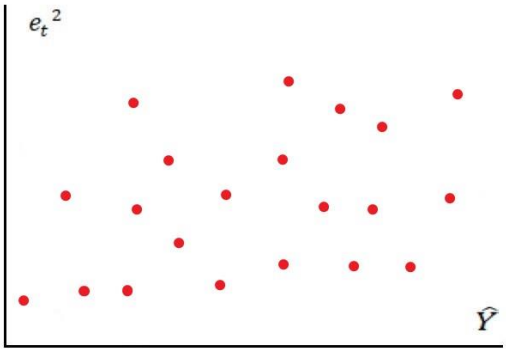
الرسم البياني لمربعات البواقي $e_t^2$ على المحور الشاقولي مع قيم $\hat{Y}$ على المحور الأفقي، بحيث يكون لدينا مشكلة عدم ثبات التباين إذا كانت هناك علاقة بينهما $(e_i^2, \hat{Y})$ طردية أو عكسية.



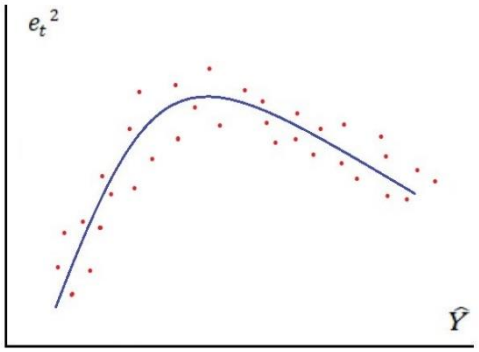

عدم ثبات التباين




عدم ثبات التباين

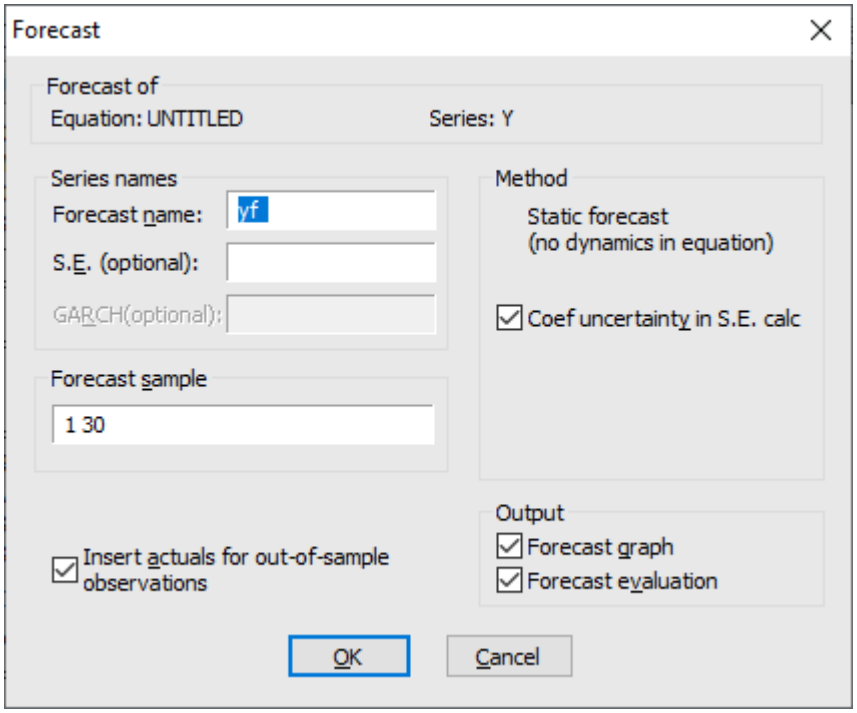



ثبات التباين

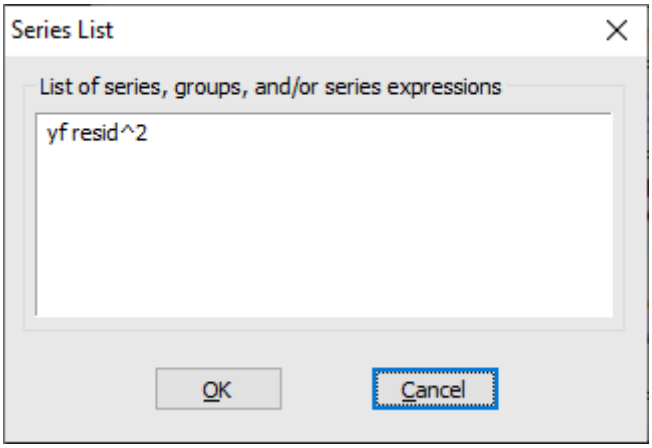



عدم ثبات التباين

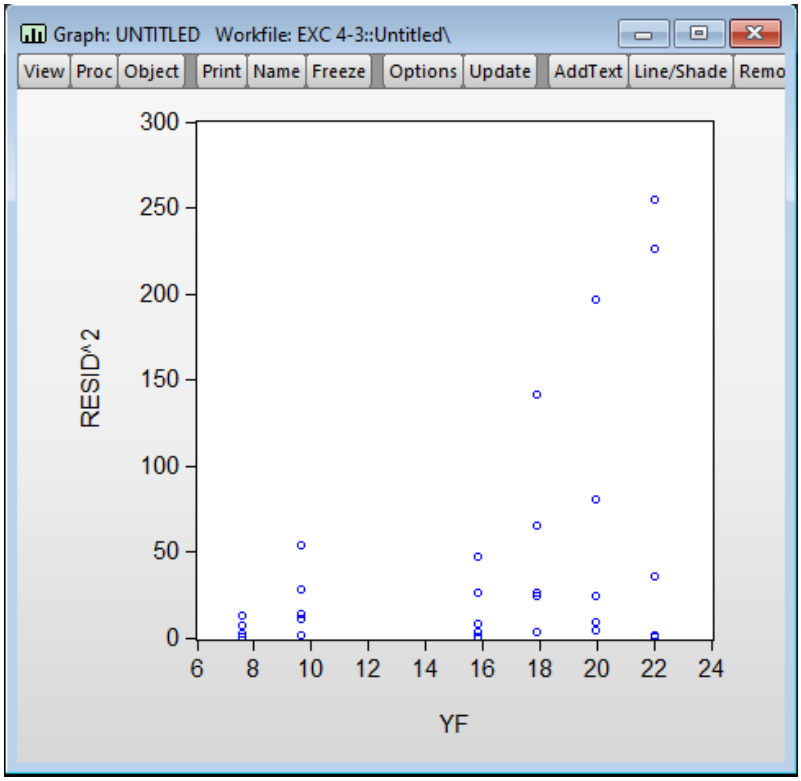
1) ننشـــئ متغير لقيم المتغير التابع المقدرة $\hat{Y}$ عن طريق الأمر Forecast في نافذة التقدير Equation ثم ننقر OK.



2) ننفذ الأمر: Graph → Quick فيظهر مربع حوار Series List فنكتب فيه: yf resid^2 ثم OK.




3) يظهر مربع حوار Graph Option: حيث نختار الخيار Scatter ضمن قسم Specific ثم OK.




## اختبارات تقليدية للكشف عن عدم ثبات التباين:

### الاختبار الأول: مساواة التباينات:

بما أن البيانات مجمعة ضمن مجموعات، يمكن اختبار مساواة التباينات وفق الفرضية الآتية:

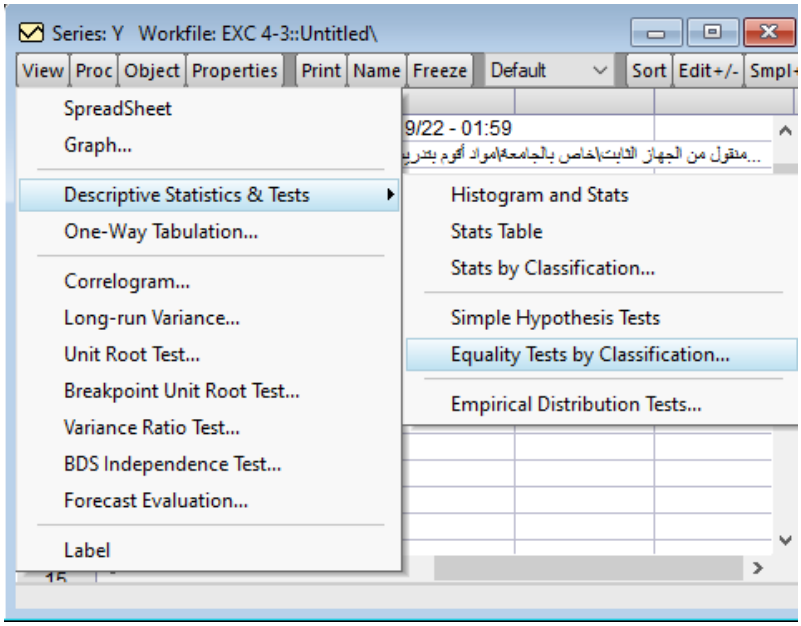
التباين ثابت أو متجانس: $H_0: \hat{\sigma}_1^2 = \hat{\sigma}_2^2 = \cdots = \hat{\sigma}_m^2$

التباين غير ثابت أو غير متجانس: واحد على الأقل من التباينات مختلف عن البقية $H_1$:

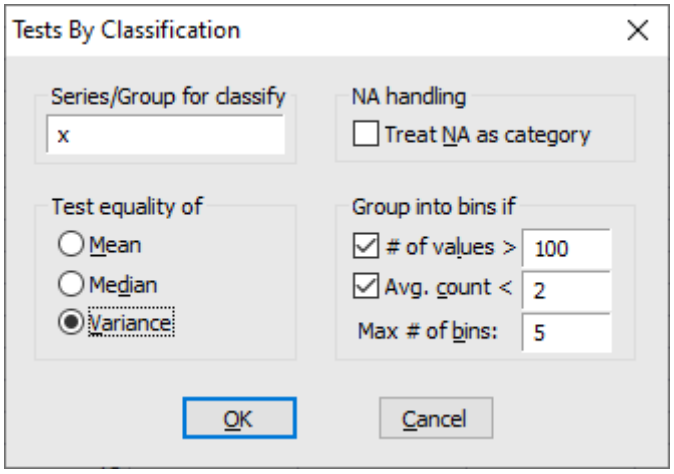
1) نفتح نافذة المتغير المراد إيجاد الإحصاءات الوصفية الخاصة به Y.

2) ضمن نافذة المتغير:

View → Descriptive Statistics & Tests → Equality tests by Classification

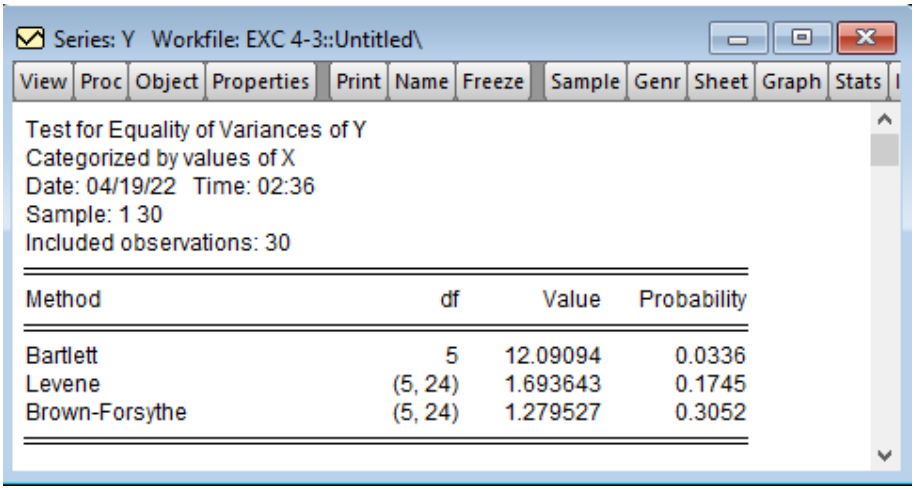



3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نضع اسم المتغير الذي سيتم التصنيف على أساسه (X) في الخانة Series/Group for classify.

5) ننقر OK فتظهر النتائج كما يأتي:

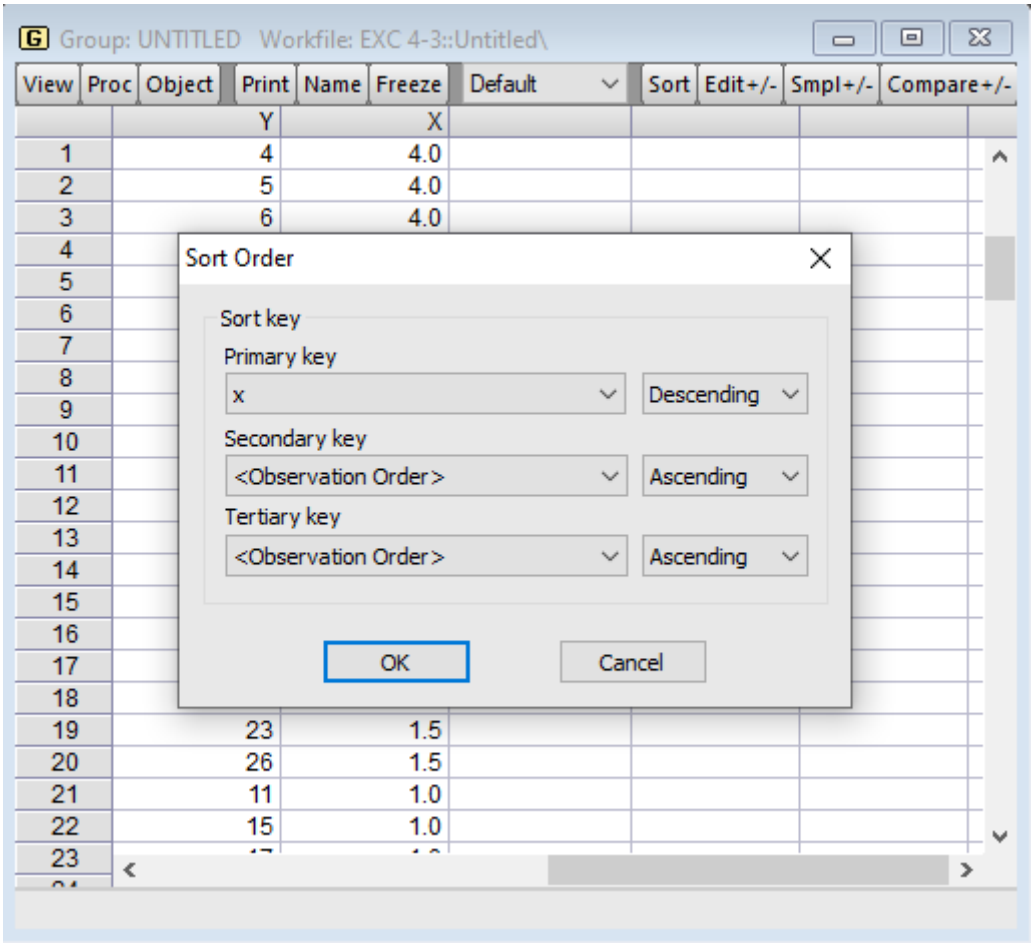



إن قيمة مؤشر الاختبار Bartlett تساوي 12.09 وقيمة احتمال الدلالة 0.03 وهي أصغر من 0.05 لذلك نرفض فرضية العدم ونؤكد أن النموذج يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

**الاختبار الثاني: كولدفيلد– كوانت Goldfeld- Quandt:**

لا يصلح هذا الاختبار إلا إذا كان السبب لعدم ثبات التباين هو واحد من المتغيرات المستقلة، وكان عدد المشـــاهدات كبيراً بما فيه الكفاية. وهو يســـتخدم للكشـــف عن وجود علاقة طردية أو عكســـية بين حد الخطأ العشوائي وأحد المتغيرات المستقلة. ويمكن تلخيصه بالمراحل الآتية:

1) نحدد المتغيرات في نافذة ملف العمل Workfile.
2) ننقر بـالزر اليميني فوق أحـدهـا ونتبع مـا يلي: Open → as Group فيظهر جـدول يحتوي المتغيرات المحددة.
3) ضمن نافذة Group نتبع الخطوات الآتية من جديد: View → Sort
4) يظهر مربع الحوار الآتي لترتيب المشـاهدات وفقاً للمتغير التفسـيري مصـدر اختلاف التباين، فنقوم بتحديد سـلسـلة المتغير x في القسـم Sort key (Primary key)، والخيار Ascending لترتيب البيانات تصاعدياً، أو Descending لترتيبها تنازلياً ثم OK كما هو موضح في الصورة أدناه:




5) نقوم بإهمال عدد من المشاهدات الواقعة في الوسط، وليكن ربع المشاهدات مثلاً، ونستبعده من التحليل:

$$C = n/4 = 30/4 = 7.5 \approx 8$$

6) نقوم إجراء الانحدار على العينة الأولى الناتجة بعد حذف مشاهدات الوسط، وهي عبارة عن 11 مشاهدة في مثالنا (أي من 1 إلى 11)، كما يلي:

- لتحديد المشاهدات نكتب في مربع الأوامر Command: smpl 1 11
- لتقدير النموذج لهذه العينة نكتب في مربع الأوامر Command: ls y c x
- لحساب مجموع مربعات البواقي نكتب في مربع الأوامر Command: scalar rss1 = @ssr

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:49
Sample: 1 11
Included observations: 11

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 16.93333 | 8.418293 | 2.011493 | 0.0751 |
| X | -2.133333 | 2.316660 | -0.920866 | 0.3811 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.086108 | Mean dependent var | 9.272727 |
| Adjusted R-squared | -0.015435 | S.D. dependent var | 4.244783 |
| S.E. of regression | 4.277417 | Akaike info criterion | 5.907541 |
| Sum squared resid | 164.6667 | Schwarz criterion | 5.979886 |
| Log likelihood | -30.49148 | Hannan-Quinn criter. | 5.861938 |
| F-statistic | 0.847994 | Durbin-Watson stat | 1.080027 |
| Prob(F-statistic) | 0.381141 | | |

7) نقوم إجراء الانحدار على العينة الأولى الناتجة بعد حذف مشاهدات الوسط، وهي عبارة عن 11 مشاهدة في مثالنا (أي من 20 إلى 30)، كما يلي:

- لتحديد المشاهدات نكتب في مربع الأوامر Command: smpl 20 30
- لتقدير النموذج لهذه العينة نكتب في مربع الأوامر Command: ls y c x
- لحساب مجموع مربعات البواقي نكتب في مربع الأوامر Command: scalar rss2 = @ssr

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:52
Sample: 20 30
Included observations: 11

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 23.08000 | 8.117016 | 2.843409 | 0.0193 |
| X | -1.320000 | 9.233860 | -0.142952 | 0.8895 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.002265 | Mean dependent var | 22.00000 |
| Adjusted R-squared | -0.108594 | S.D. dependent var | 9.348797 |
| S.E. of regression | 9.843328 | Akaike info criterion | 7.574431 |
| Sum squared resid | 872.0200 | Schwarz criterion | 7.646775 |
| Log likelihood | -39.65937 | Hannan-Quinn criter. | 7.528827 |
| F-statistic | 0.020435 | Durbin-Watson stat | 1.748023 |
| Prob(F-statistic) | 0.889477 | | |

8) نقوم بحساب قيمة مؤشر اختبار F بالعلاقة الآتية:

$$F_{GQ} = \frac{RSS_2/n_2 - 2}{RSS_1/n_1 - 2}$$

وفي مثالنا وبما أن $n_1 = n_2$ نطبق القانون الثاني من خلال كتابة الأمر الآتي في مربع الأوامر Command:

scalar F_GQ = rss2/rss1

9) نقوم بالحصول على قيمة مؤشر اختبار $F^{\alpha}_{(n_1-2,n_2-2)}$ الجدولية من خلال كتابة الأمر الآتي في مربع الأوامر Command:

scalar F_crit=@qfdist(.95,9,9)

10) فإذا كانت القيمة الفعلية أكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية العدم ونؤكد أن النموذج يعاني من مشكلة عدم ثبات التباين.

**الاختبار الثالث: Park Test:**

1) نقوم بإجراء انحدار Y على المتغيرات المستقلة بطريقة المربعات الصغرى ونحفظ النموذج باسم eq01.

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 15:06
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

2) نقوم بإنشاء سلسلة البواقي ونسميها res.

3) نقوم بإجراء انحدار $\ln e_i^2$ على اللوغاريتم النيبيري للمتغير التفسيري في حال الانحدار البسيط، أو لأحد المتغيرات التفسيرية والتي نعتقد أنها مسببة للمشكلة في حال الانحدار المتعدد، وذلك بطريقة المربعات الصغرى:

$$\ln e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 \ln X + v_t$$

ولأجل ذلك نكتب في مربع الأوامر Command:

ls log(res^2) C log(X)

4) نختبر معنوية $\beta_1$ فإذا كانت قيمتها معنوية فهذا يدل على وجود مشـــكلة عدم ثبات التباين بســـبب هذا المتغير.

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(RES^2)
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 15:08
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.900012 | 0.424702 | 6.828354 | 0.0000 |
| LOG(X) | -0.939141 | 0.484174 | -1.939677 | 0.0626 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.118453 | Mean dependent var | 2.423473 |
| Adjusted R-squared | 0.086969 | S.D. dependent var | 1.985783 |
| S.E. of regression | 1.897468 | Akaike info criterion | 4.183259 |
| Sum squared resid | 100.8108 | Schwarz criterion | 4.276672 |
| Log likelihood | -60.74888 | Hannan-Quinn criter. | 4.213142 |
| F-statistic | 3.762347 | Durbin-Watson stat | 1.319009 |
| Prob(F-statistic) | 0.062554 | | |

## اختبارات مباشرة للكشف عن عدم ثبات التباين:

لابد من التذكير بالفرضيات الخاصة بدراسة هذه المشكلة وهي:

التباين ثابت أو متجانس: $H_0: \sigma_{u1}^2 = \sigma_{u2}^2 = \cdots = \sigma_{um}^2 = \sigma_u^2$

التباين غير ثابت أو غير متجانس: واحد على الأقل من التباينات مختلف عن البقية: $H_1$

ولإجراء الاختبارات باستخدام برنامج EViews نتبع الخطوات الآتية:

1) نقوم بتقدير النموذج وتظهر نتائج التقدير كما هو واضح فيما يأتي:

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/20/20 Time: 16:09
Sample: 1 30
Included observations: 30

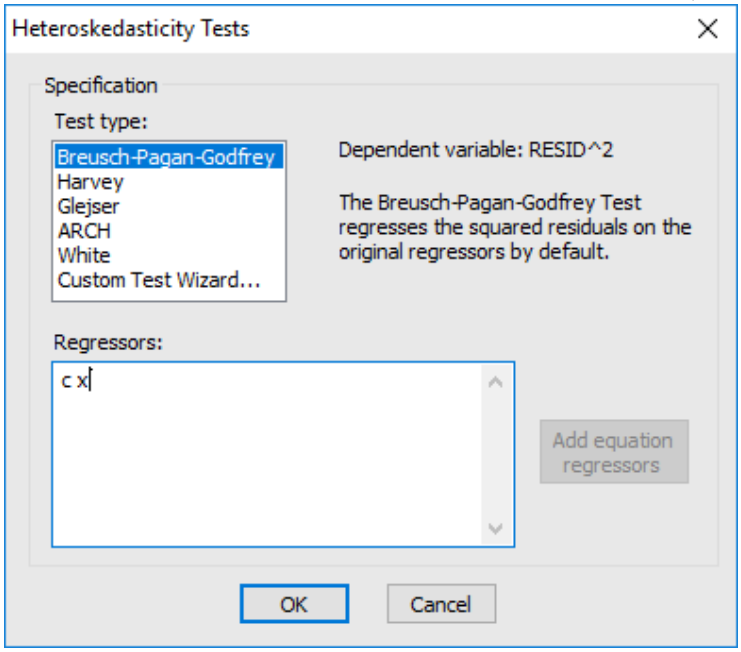
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

2) نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Residual Diagnostics → Heteroskedasticity Tests

3) يظهر مربع الحوار الآتي:




4) نحدد في القسم المخصص بعنوان Test type الاختبار المطلوب إجراؤه.

5) ننقر Ok فتظهر النتائج.

6) إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic وقيمة احتمال الدلالة Prob. F هي التي تحدد رفض فرضية العدم أو قبولها. وتتوافق قيمة احتمال الدلالة للاختبار مع اختبار معنوية $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ في المعادلات الوسيطية وفقاً للاختبارات المتعددة.

**الاختبار الأول: Breusch Pagan Godfrey (BPG):**

1) يتم هذا الاختبار استناداً إلى المعادلة الوسيطية الآتية:

$$e_t^2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p + v_t$$

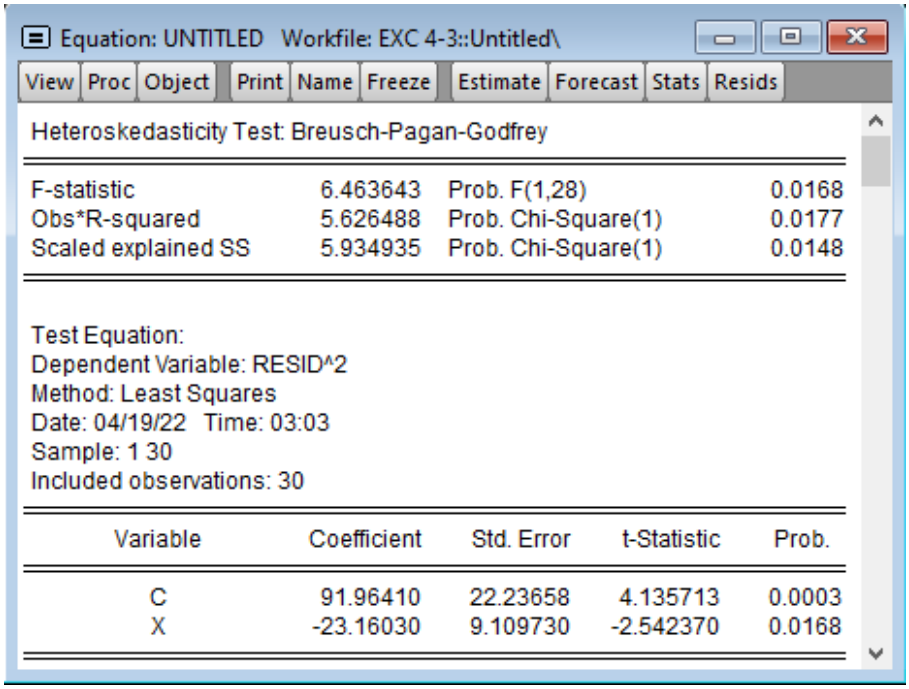
2) تكون فرضية ثبات تباين الأخطاء التي ينبغي اختبارها:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

3) يتميز هذا الاختبار باشتماله على الحالات التي يكون فيها التباين دالة غير محددة مسبقاً لعدد من المتغيرات المستقلة.

4) يستخدم في حالة العينات كبيرة الحجم، وكلما زاد حجم العينة زاد قوته.

5) يعاب عليه أنه حساس جداً في حال عدم توفر شروط التوزيع الطبيعي للبواقي كما أنه يتطلب معرفة أسباب مشكلة عدم ثبات التباين.


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 6.463643 | Prob. F(1,28) | 0.0168 |
| Obs*R-squared | 5.626488 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0177 |
| Scaled explained SS | 5.934935 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0148 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:03
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 91.96410 | 22.23658 | 4.135713 | 0.0003 |
| X | -23.16030 | 9.109730 | -2.542370 | 0.0168 |

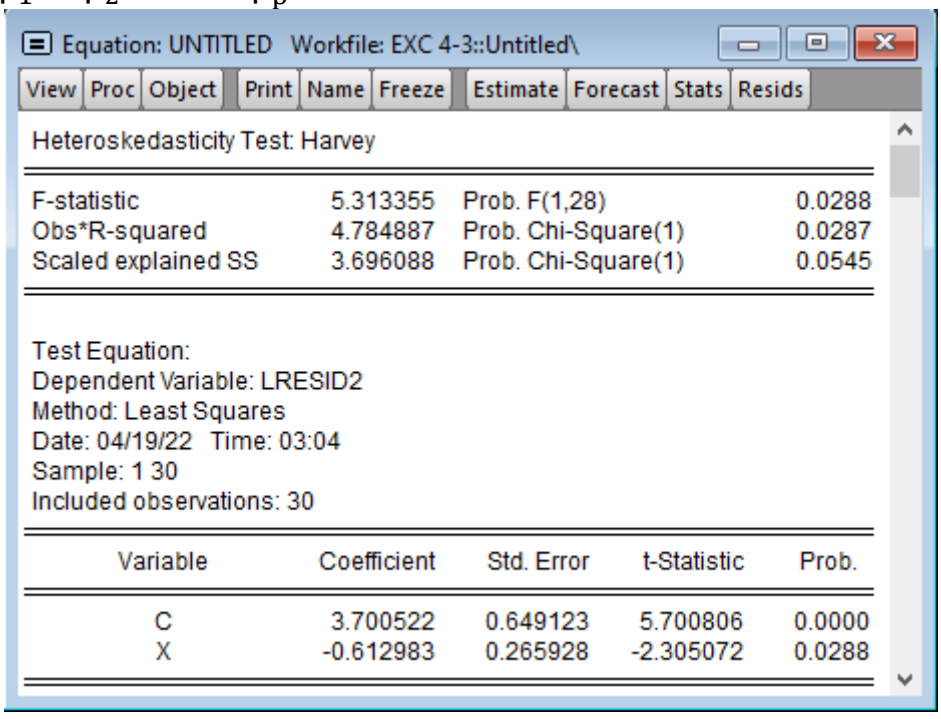
**الاختبار الثاني: Harvey Test:**

1) يتم هذا الاختبار استناداً إلى المعادلة الوسيطية الآتية:

$$\ln e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p + v_t$$

2) تكون فرضية ثبات تباين الأخطاء التي ينبغي اختبارها:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Harvey

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 5.313355 | Prob. F(1,28) | 0.0288 |
| Obs*R-squared | 4.784887 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0287 |
| Scaled explained SS | 3.696088 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0545 |

Test Equation:
Dependent Variable: LRESID2
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:04
Sample: 1 30
Included observations: 30

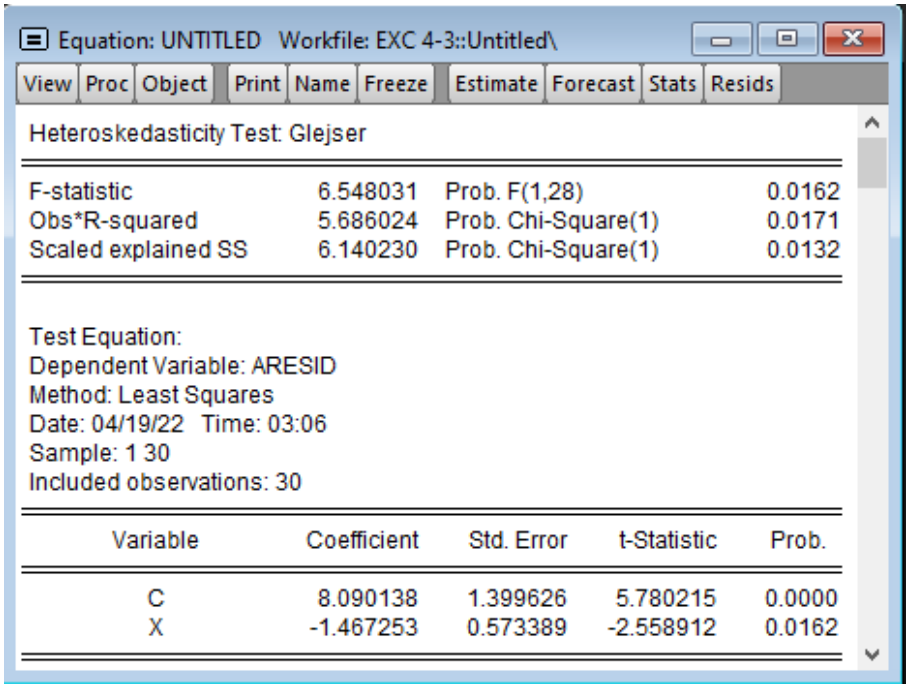
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 3.700522 | 0.649123 | 5.700806 | 0.0000 |
| X | -0.612983 | 0.265928 | -2.305072 | 0.0288 |

**الاختبار الثالث: Glejser Test:**

1) يسمح هذا الاختبار بالكشف عن وجود عدم ثبات التباين، ويسمح أيضاً بالتعريف بالشكل الذي يُبرز الظاهرة.
2) يستند هذا الاختبار إلى العلاقة بين بواقي التقدير للنموذج الأساسي والمتغير التفسيري المفترض أنه سبب لعدم ثبات التباين.
3) يعاب على هذا الاختبار أن المتغير العشوائي قد لا تتوافر فيه افتراضات طريقة المربعات الصغرى (قيمته المتوقعة لا تساوي الصفر وعدم تجانس التباين والارتباط الذاتي للخطأ العشوائي).
4) يقترح هذا الاختبار عدة أشكال للمعادلة الوسيطية ليحدد من خلالها نمط عدم ثبات التباين:

| نمط عدم ثبات التباين | الشكل المقترح |
|---|---|
| $\hat{\sigma}_u{}^2 = k^2 X_j{}^2$ | $\lvert e_j \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_j + v_j$ |
| $\hat{\sigma}_u{}^2 = k^2 X_j$ | $\lvert e_j \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_j{}^{1/2} + v_j$ |
| $\hat{\sigma}_u{}^2 = k^2 X_j{}^{-2}$ | $\lvert e_j \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_j{}^{-1} + v_j$ |

5) إذا كانت القيمة المقدرة لـ $\beta_1$ في النماذج السابقة معنوية، عندها نقول: إنه يوجد عدم ثبات بالتباين، ونختار النموذج الذي لديه أكبر قيمة لمؤشر ستودنت t المقابلة لـ $\beta_1$ .


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Glejser

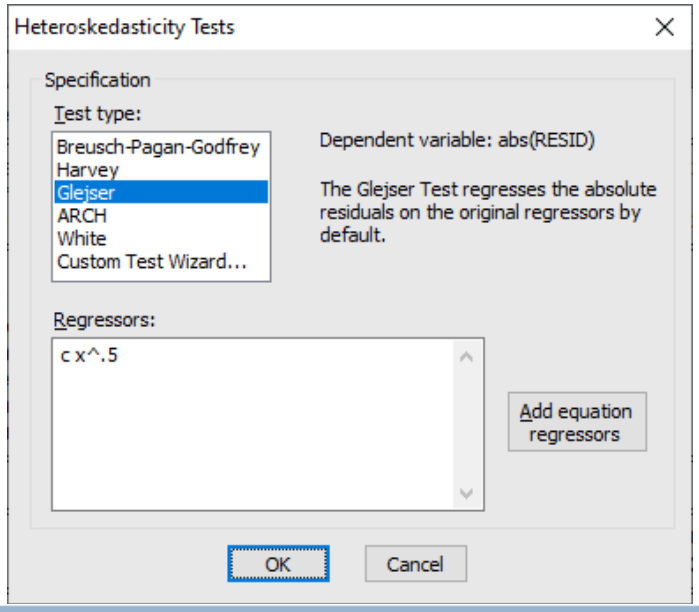
| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 6.548031 | Prob. F(1,28) | 0.0162 |
| Obs*R-squared | 5.686024 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0171 |
| Scaled explained SS | 6.140230 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0132 |

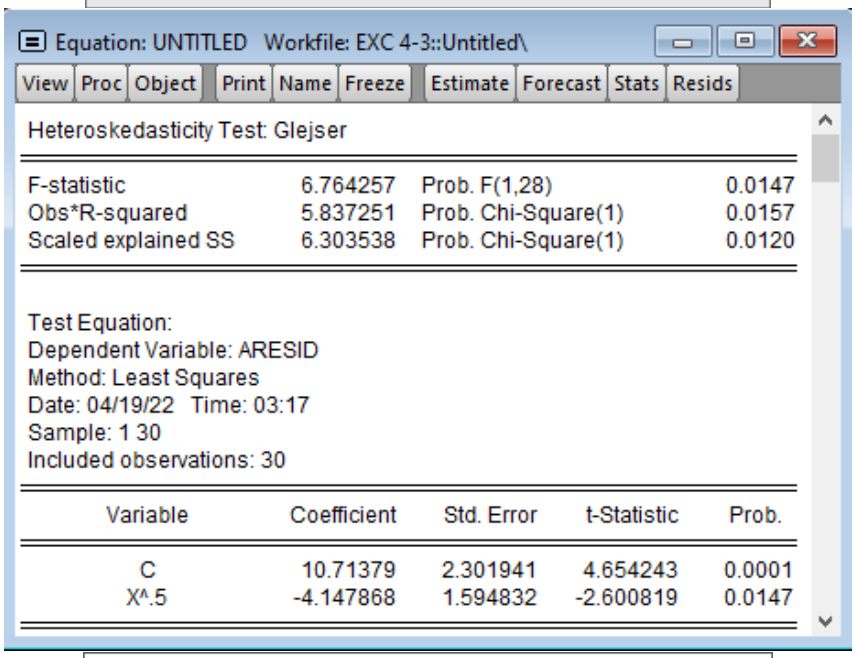
Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:06
Sample: 1 30
Included observations: 30

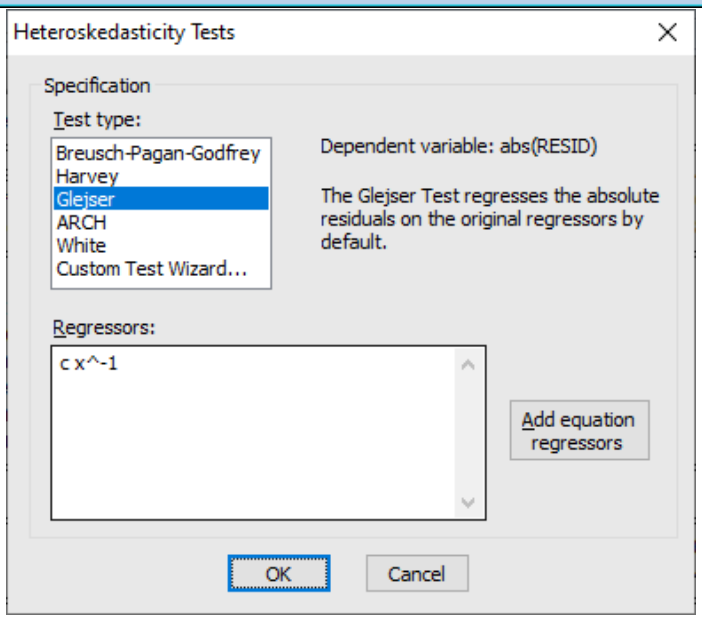
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 8.090138 | 1.399626 | 5.780215 | 0.0000 |
| X | -1.467253 | 0.573389 | -2.558912 | 0.0162 |

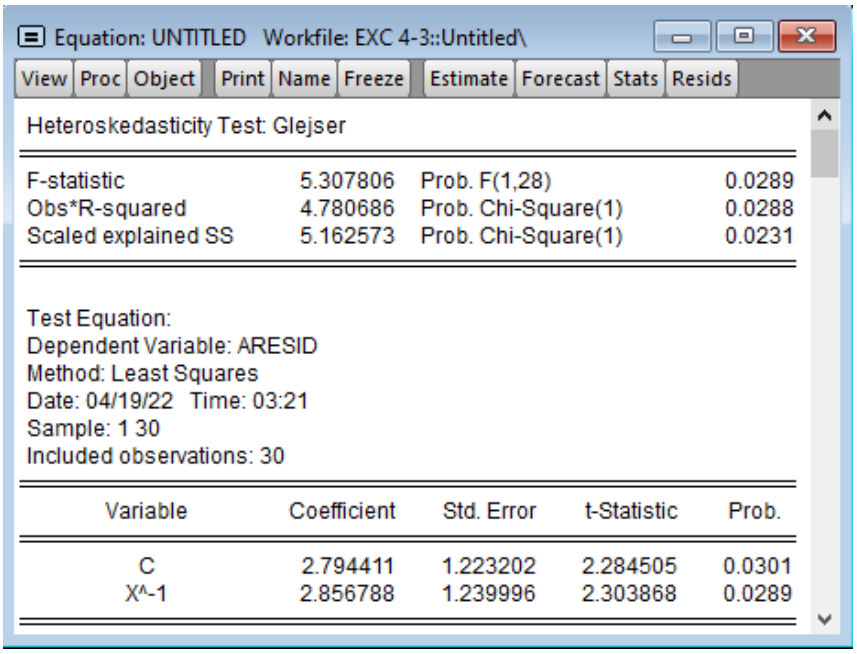
6) لتحديد الشكل المراد الحصول عليه من بين الأشكال المقترحة نحدد المتغير المستقل في المعادلة الوسيطية ضمن القسم Regressors في مربع حوار Heteroskedasticity Tests كما هو واضح في الشكل الآتي:

(ملاحظة: يمكننا أن نكتب @sqrt(X) بدلاً من X^.5 ، كما يمكننا أن نكتب 1/X بدلاً من X^-1).


Heteroskedasticity Tests
Specification
Test type:
Breusch-Pagan-Godfrey
Harvey
Glejser
ARCH
White
Custom Test Wizard...
Dependent variable: abs(RESID)
The Glejser Test regresses the absolute residuals on the original regressors by default.
Regressors:
c x^.5
Add equation regressors
OK
Cancel


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Heteroskedasticity Test: Glejser
F-statistic 6.764257 Prob. F(1,28) 0.0147
Obs*R-squared 5.837251 Prob. Chi-Square(1) 0.0157
Scaled explained SS 6.303538 Prob. Chi-Square(1) 0.0120
Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:17
Sample: 1 30
Included observations: 30
Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.
C 10.71379 2.301941 4.654243 0.0001
X^.5 -4.147868 1.594832 -2.600819 0.0147


Heteroskedasticity Tests
Specification
Test type:
Breusch-Pagan-Godfrey
Harvey
Glejser
ARCH
White
Custom Test Wizard...
Dependent variable: abs(RESID)
The Glejser Test regresses the absolute residuals on the original regressors by default.
Regressors:
c x^-1
Add equation regressors
OK
Cancel




**الاختبار الرابع: ARCH:**

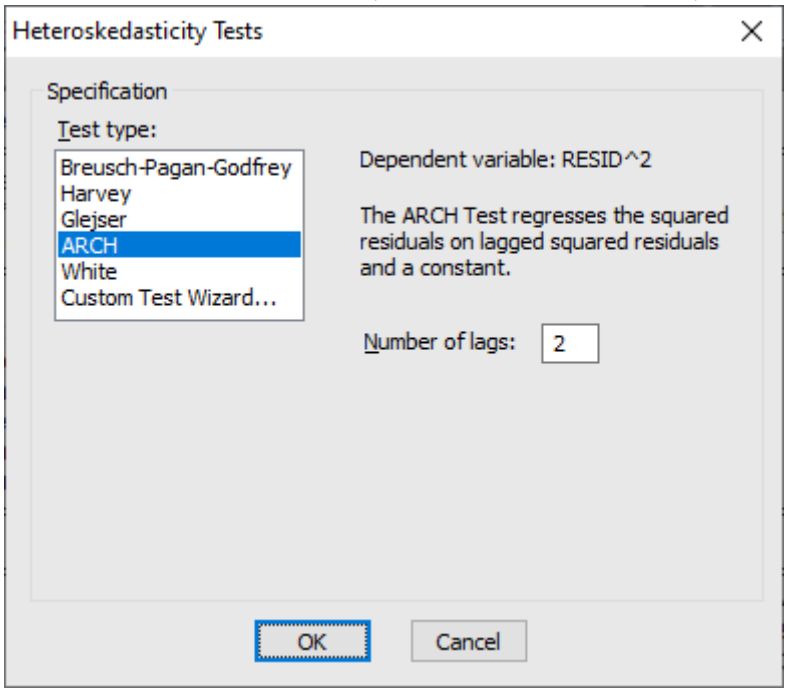
1) يتم هذا الاختبار استناداً إلى المعادلة الوسيطية الآتية:

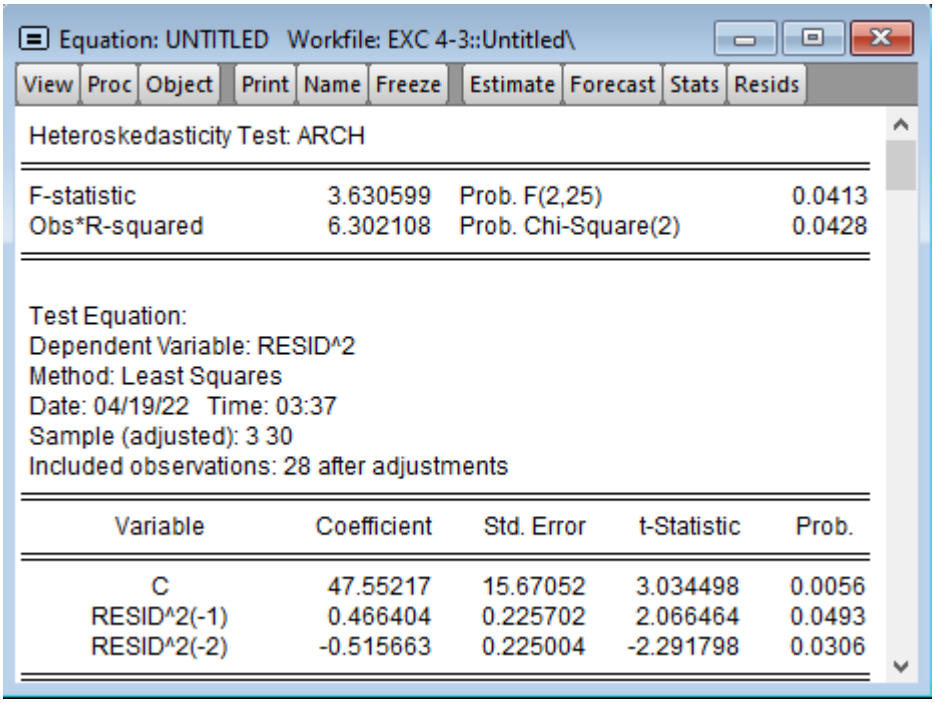
$$\hat{e}_i^{\,2} = \beta_0 + \beta_1 \hat{e}_{i-1}^{\,2} + \cdots + \beta_p \hat{e}_{i-p}^{\,2} + v_t$$

2) تكون فرضية ثبات تباين الأخطاء التي ينبغي اختبارها:

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

3) يتم تحديد التأخيرات للبواقي من خلال إدخال القيمة في الخانة Number of lags.






**الاختبار الخامس: White:**

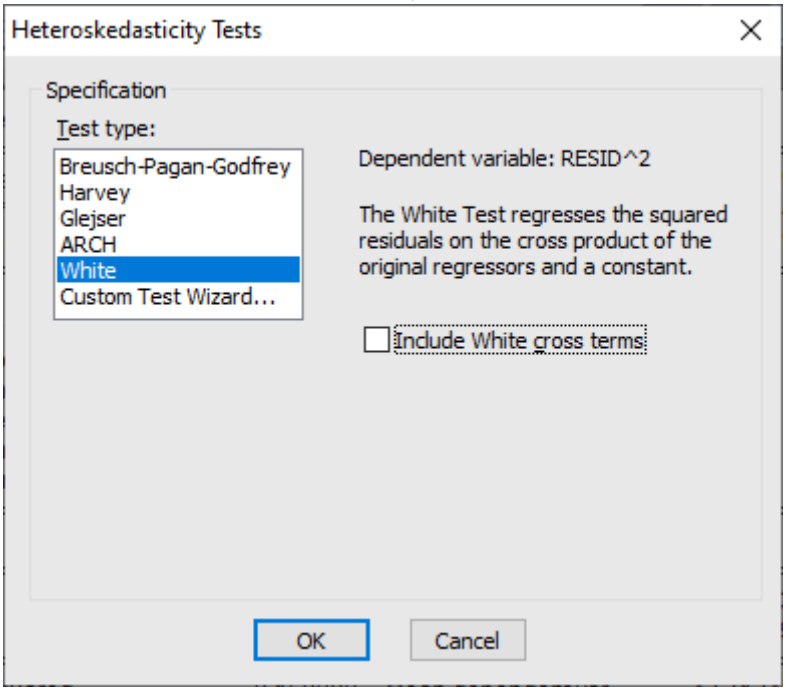
1) يتم هذا الاختبار استناداً إلى المعادلة الوسيطية الآتية:

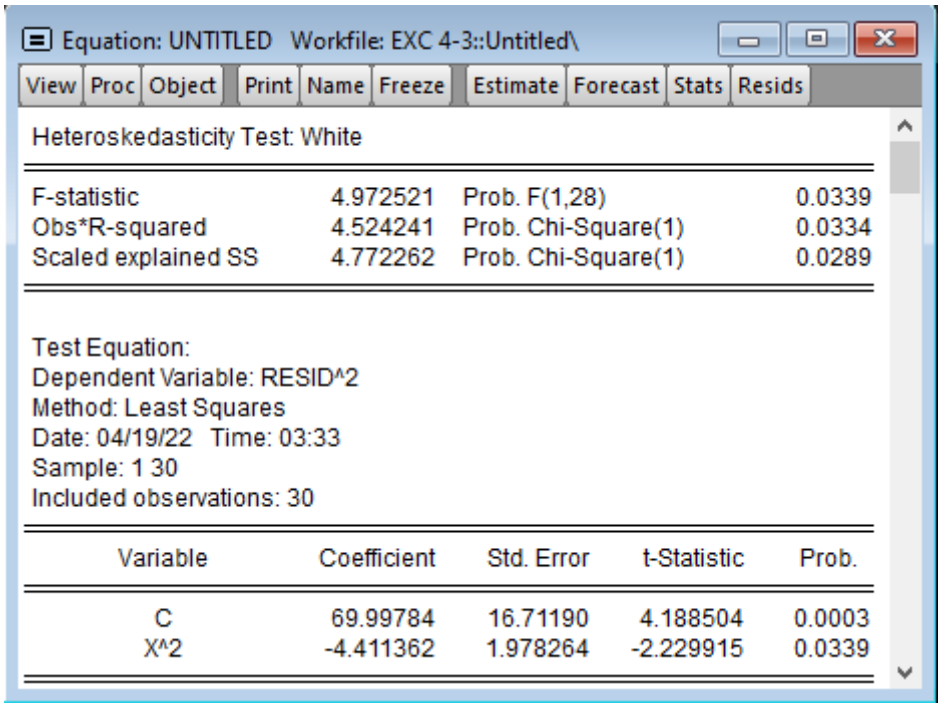
$$e_t^2 = \beta_0 + \alpha_1 X_{1t} + \beta_1 X_{1t}^2 + \alpha_2 X_{2t} + \beta_2 X_{2t}^2 + \cdots + \alpha_p X_{pt} + \beta_p X_{pt}^2 + v_t$$

2) تكون فرضية ثبات تباين الأخطاء التي ينبغي اختبارها:

$$H_0: \beta_0 = \alpha_1 = \beta_1 = \cdots = \alpha_p = \beta_p = 0$$

3) يتميز هذا الاختبار أنه لا يتطلب معلومات مسبقة عن مشكلة عدم ثبات التباين ولا يشترط تحقق التوزيع الطبيعي للبواقي كما أنه يصلح للعينات الكبيرة التي يفوق حجمها 30 مشاهدة.




Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 4.972521 | Prob. F(1,28) | 0.0339 |
| Obs*R-squared | 4.524241 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0334 |
| Scaled explained SS | 4.772262 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0289 |

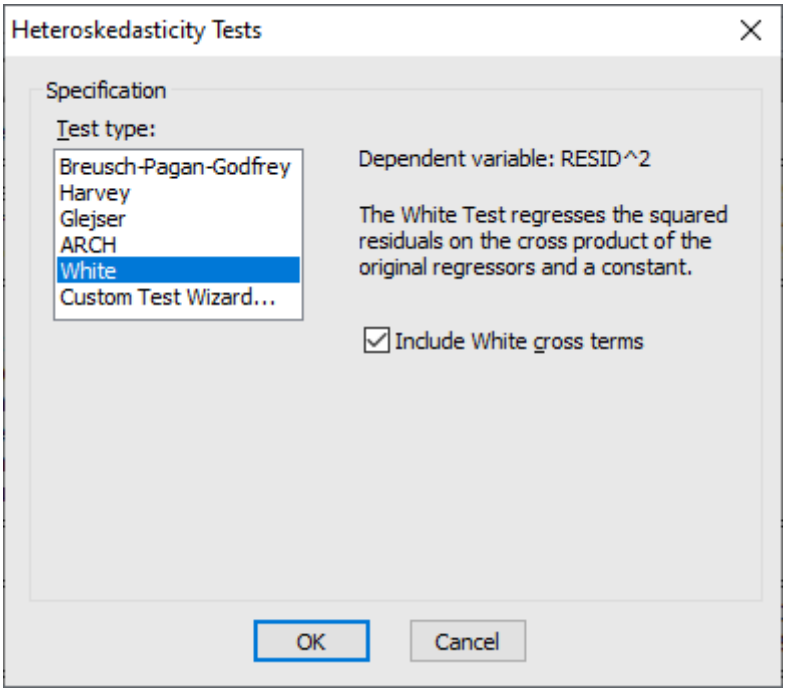
Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:33
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 69.99784 | 16.71190 | 4.188504 | 0.0003 |
| X^2 | -4.411362 | 1.978264 | -2.229915 | 0.0339 |

4) في حال الشك حول تأثير مشترك لمتغيرين مستقلين كمصدر لعدم ثبات التباين يمكننا إضافة حدود متقاطعة إلى النموذج $X_{1t} \cdot X_{2t}$ :

$$e_t^2 = \beta_0 + \alpha_1 X_{1t} + \beta_1 X_{1t}^2 + \alpha_2 X_{2t} + \beta_2 X_{2t}^2 + \cdots + \alpha_4 X_{1t} X_{2t} + \cdots + v_t$$

يتم ذلك عبر البرنامج بتفعيل الخيار Include White cross terms الذي يعطي التقدير في حالة (التأثير المشترك).


Heteroskedasticity Tests

Specification

Test type:

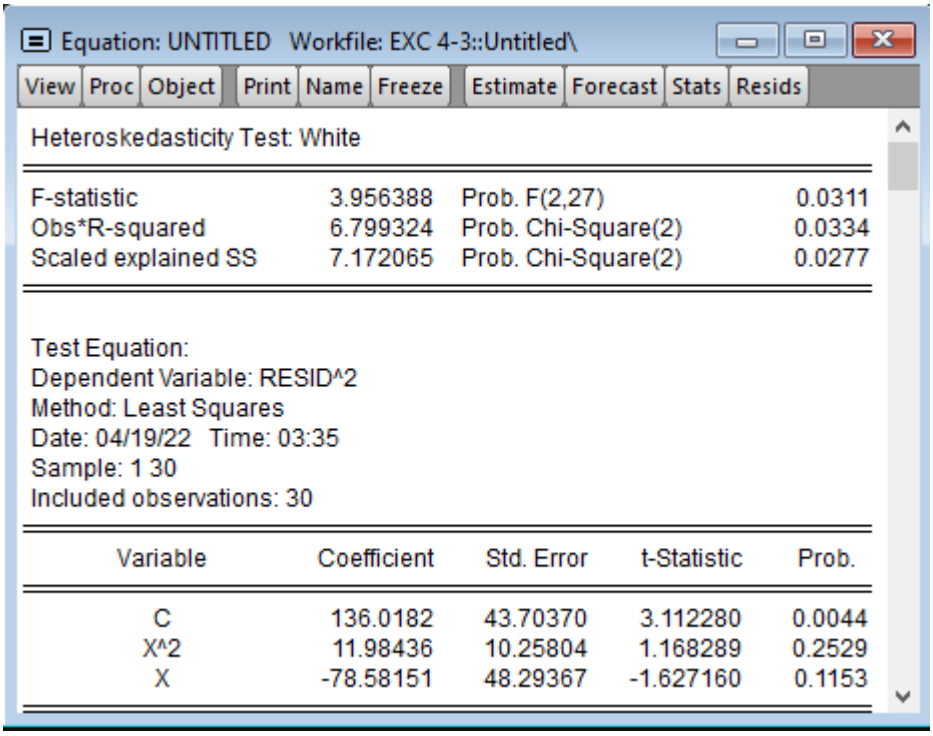
Breusch-Pagan-Godfrey
Harvey
Glejser
ARCH
White
Custom Test Wizard...

Dependent variable: RESID^2

The White Test regresses the squared residuals on the cross product of the original regressors and a constant.

☑ Include White cross terms

OK Cancel


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 3.956388 | Prob. F(2,27) | 0.0311 |
| Obs*R-squared | 6.799324 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0334 |
| Scaled explained SS | 7.172065 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0277 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/19/22 Time: 03:35
Sample: 1 30
Included observations: 30

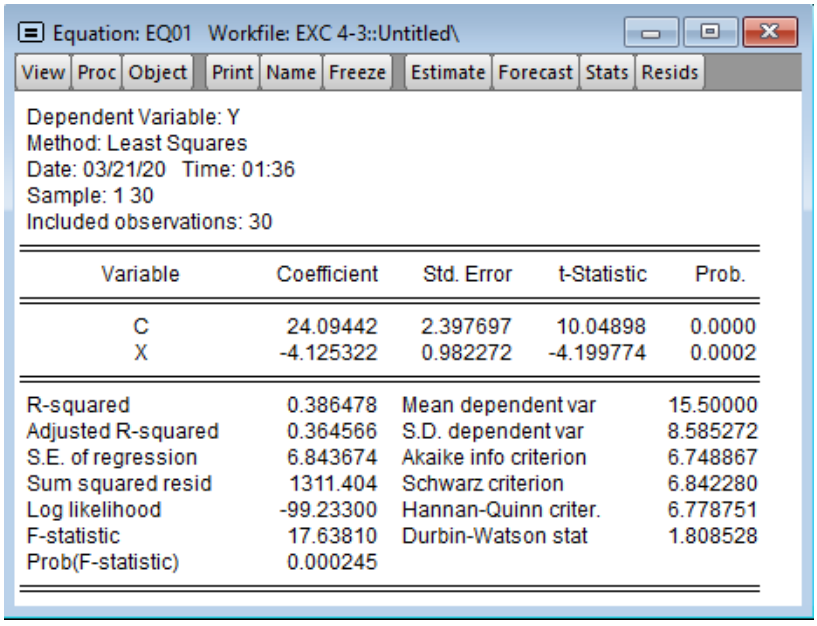
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 136.0182 | 43.70370 | 3.112280 | 0.0044 |
| X^2 | 11.98436 | 10.25804 | 1.168289 | 0.2529 |
| X | -78.58151 | 48.29367 | -1.627160 | 0.1153 |

## معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي:

تبدأ معالجة هذه المشكلة بمراجعة توصيف نموذج الانحدار، وذلك للتأكد أنه يشمل جميع المتغيرات التفسيرية الهامة، وبعد ذلك هناك طرق رئيسية لمعالجة هذه المشكلة سنقوم بتطبيقها على التمرين (12).

**أولاً: طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية White:**

1) نقدر النموذج الأساسي بطريقة المربعات الصغرى:


Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

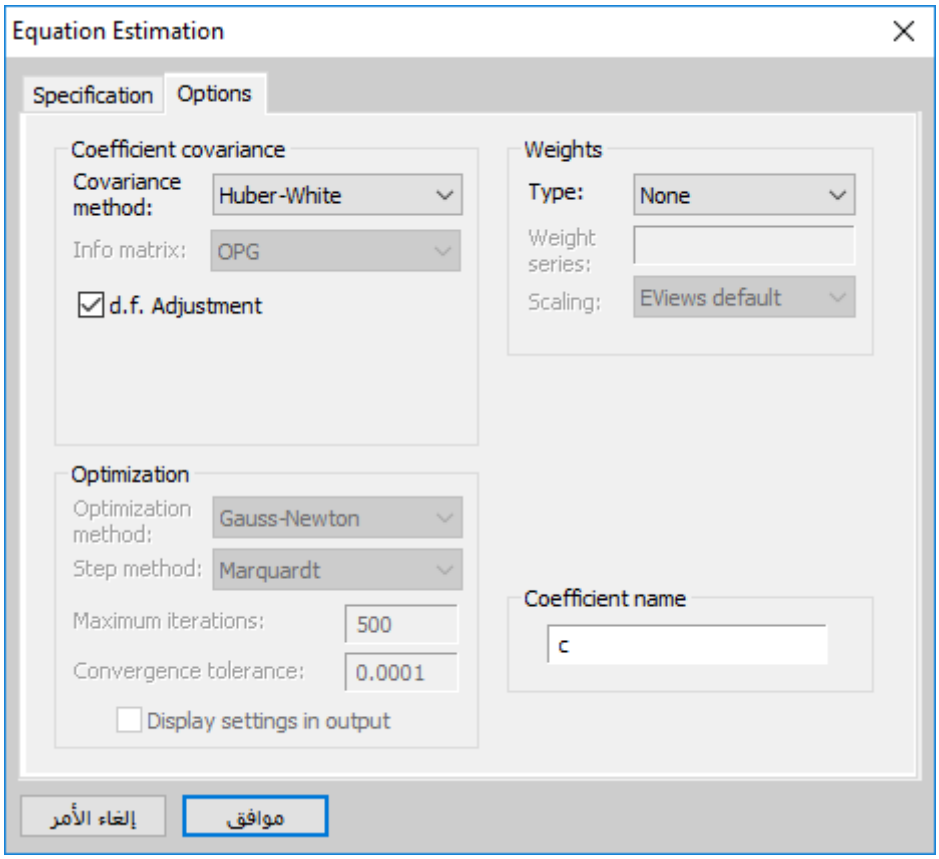
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

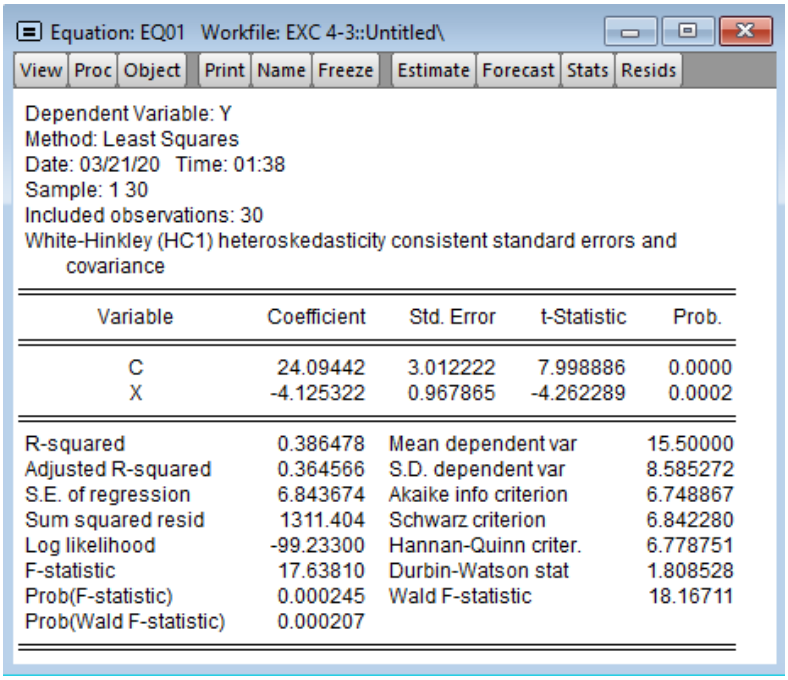
2) في مربع Equation نختار الأمر الآتي: Proc → Specify/ Estimate

3) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options.

4) في قسم Coefficient Covariance نختار الأمر Huber-White في خانة Covariance Method.




5) ننقر موافق فتظهر النتائج، ونلاحظ اختلاف قيم Std. Error الخاصة بالمعلمات عن النموذج الأصلي.



Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:38
Sample: 1 30
Included observations: 30
White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 3.012222 | 7.998886 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.967865 | -4.262289 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | Wald F-statistic | 18.16711 |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000207 | | |

**ثانياً: طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS):**

تستخدم عندما تكون $\sigma_u{}^2$ معلومة، ولنفهم هذه الطريقة أكثر لنستخدم نموذج الانحدار:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + U_i$$

وللتسهيل الجبري يمكن كتابته كالآتي:

$$Y_i = \beta_0 X_{0i} + \beta_1 X_{ji} + U_i \quad : X_{0i} = 1 \qquad i \text{ لكل قيم}$$

بافتراض أن هناك اختلاف بالتباين و $\sigma_u^2$ معروفة، نقوم بقسمة المعادلة السابقة على $\sigma_u$ :

$$\frac{Y_i}{\sigma_u} = \beta_0 \frac{X_{0i}}{\sigma_u} + \beta_1 \frac{X_{ji}}{\sigma_u} + \frac{U_i}{\sigma_u}$$

1) نقدر النموذج الأساسي بطريقة المربعات الصغرى:

Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

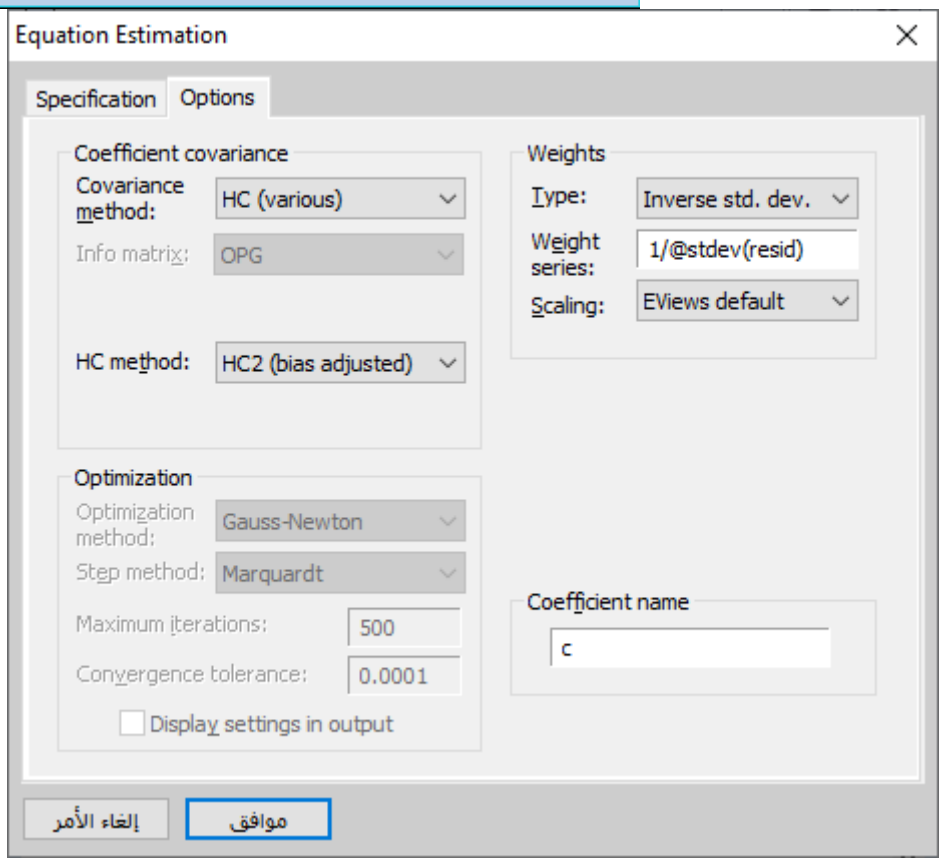
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

2) في مربع Equation نختار الأمر الآتي:

Proc → Specify/ Estimate

3) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options:

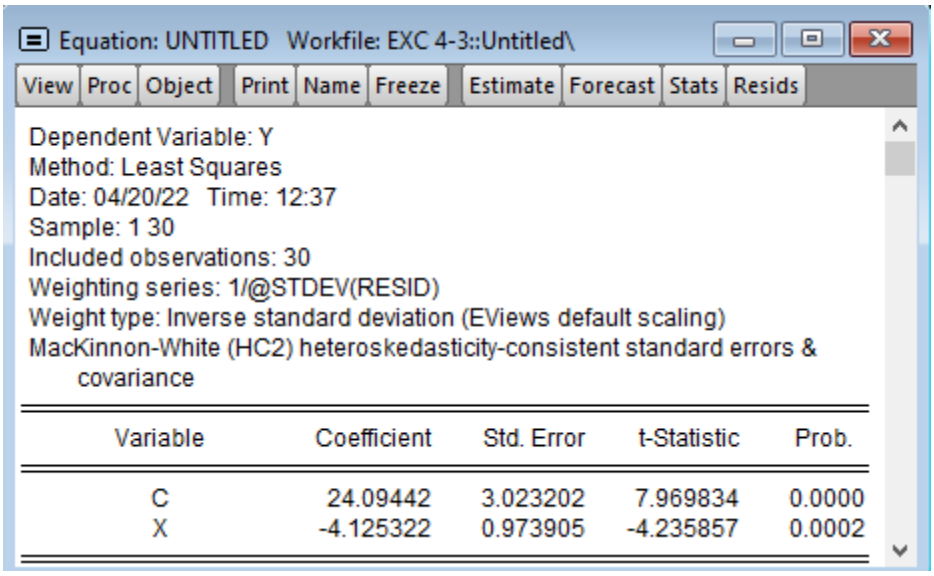



4) في قسم Coefficient Covariance نختار الأمر HC (various) في خانة Covariance Method.

5) في القسم Weights نختار الأمر Inverse std. dev. في خانة Type.

6) في نفس القسم Weights نكتب [ 1/@stdev(resid) ] في خانة Weight series.

7) ننقر الأمر موافق فتظهر النتائج.


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 12:37
Sample: 1 30
Included observations: 30
Weighting series: 1/@STDEV(RESID)
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)
MacKinnon-White (HC2) heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 3.023202 | 7.969834 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.973905 | -4.235857 | 0.0002 |

**ثالثاً: طريقة المربعات الصغرى المثقلة أو المرجحة Weighted Least Squares (WLS):**

تتم معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي من خلال إجراء تحويل للنموذج الأصلي بحيث يضمن تحقق فرضية ثبات التباين في النموذج المحول، وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية والحصول على أفضل المقدرات.

إن فكرة هذه الطريقة هي إعطاء القيم ذات الانحراف الأقل عن خط الانحدار وزناً أكبر من القيم ذات الانحراف الأكبر في تقدير العلاقة، ويتوقف شكل النموذج المحول على نمط عدم ثبات التباين المكتشف في النموذج الأصلي. وفي هذه الحالة نفرض عدة فرضيات بخصوص نمط اختلاف التباين:

***الفرضية الأولى:***

تباين الخطأ $\sigma_{u_i}^2$ يتناسب مع $X_i^2$: $E(U_i^2) = \sigma^2 X_{ji}^2$

وهو كما وجدناه في اختبار Glejser النمط الأول وهو النمط القائل بأن تباين $U_i$ يتناسب مع مربع المتغير التفسيري، وهنا يمكن تحويل النموذج الأساسي كالتالي:

$$\frac{Y_i}{X_{ji}} = \frac{\beta_0}{X_{ji}} + \beta_j + \beta_k \frac{X_{ki}}{X_{ji}} + \frac{U_i}{X_{ji}} = \frac{\beta_0}{X_{ji}} + \beta_j + \beta_k \frac{X_{ki}}{X_{ji}} + v_i \qquad : v_i = \frac{U_i}{X_{ji}}$$

وهنا نجد أن:

$$E(v_i)^2 = E\left(\frac{U_i}{X_{ji}}\right)^2 = \frac{1}{X_{ji}^2} \cdot E(U_i^2)$$

ومن العلاقة $E(U_i^2) = \sigma^2 X_{ij}^2$ تصبح: $E(v_i)^2 = \frac{1}{X_{ji}^2} \sigma^2 X_{ji}^2 = \sigma^2$

وبالتالي فإن تباين $v_i$ يعتبر الآن متجانساً وثابتاً، ويمكن تطبيق OLS على المعادلة المحولة.

نقوم بالخطوات الآتية عبر برنامج EViews:

1) نقوم بتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية. فتظهر النتائج كما في الصورة:

Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

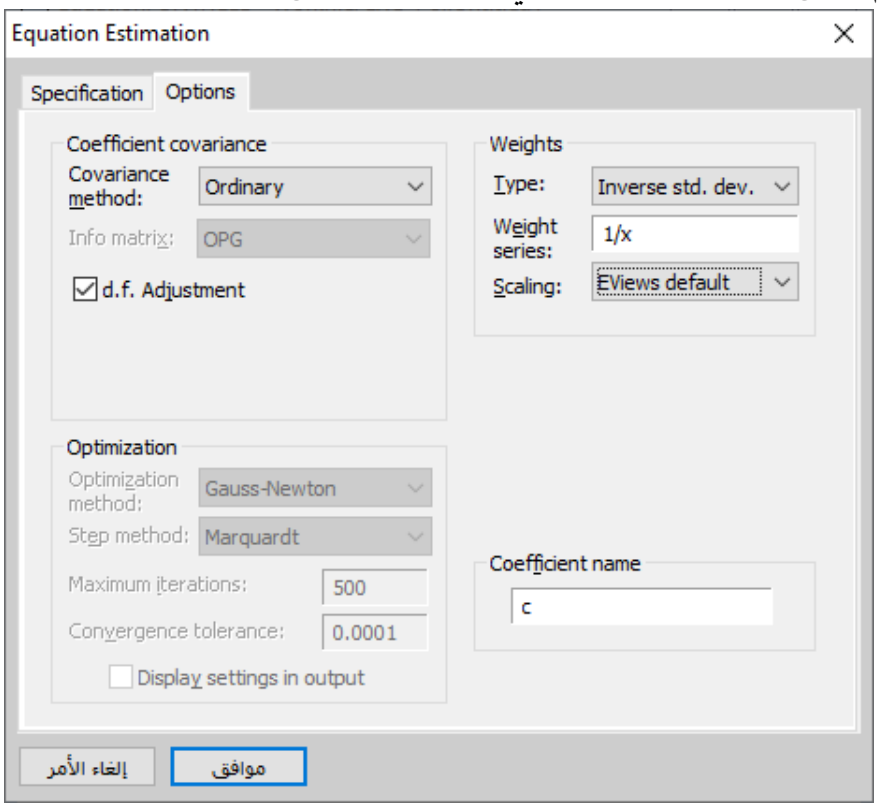
2) في مربع Equation نختار الأمر: Proc → Specify/ Estimate

3) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options.

4) في قسم Coefficient Covariance نترك الأمر Ordinary في خانة Covariance Method.

5) في القسم Weights نختار الأمر Inverse std. dev. في خانة Type.

6) في نفس القسم Weights نكتب [ 1/X ] في خانة Weight series.




7) ننقر الأمر موافق فتظهر النتائج.

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 12:53
Sample: 1 30
Included observations: 30
Weighting series: 1/X
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 25.66341 | 2.884634 | 8.896591 | 0.0000 |
| X | -5.097712 | 2.845566 | -1.791458 | 0.0840 |

***الفرضية الثانية:***

تباين الخطأ يتناسب مع $X_i$: $E(U_i^2) = \sigma^2 X_{ji}$

وهو كما وجدناه في اختبار Glejser النمط الثاني وهو النمط القائل بأن تباين $U_i$ يتناسب مع المتغير التفسيري.

وهنا يمكن تحويل النموذج الأساسي كالتالي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_{ji}}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_{ji}}} + \beta_j \frac{X_{ji}}{\sqrt{X_{ji}}} + \beta_k \frac{X_{ki}}{\sqrt{X_{ji}}} + \frac{U_i}{\sqrt{X_{ji}}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_{ji}}} + \beta_j + \beta_k \frac{X_{ki}}{\sqrt{X_{ji}}} + v_i \quad : v_i = \frac{U_i}{\sqrt{X_{ji}}}$$

وبنفس الطريقة السابقة وبناءً على الفرضية الثانية يمكن إثبات أن $E(v_i)^2 = \sigma^2$.

نقوم بالخطوات الآتية عبر برنامج EViews:

Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

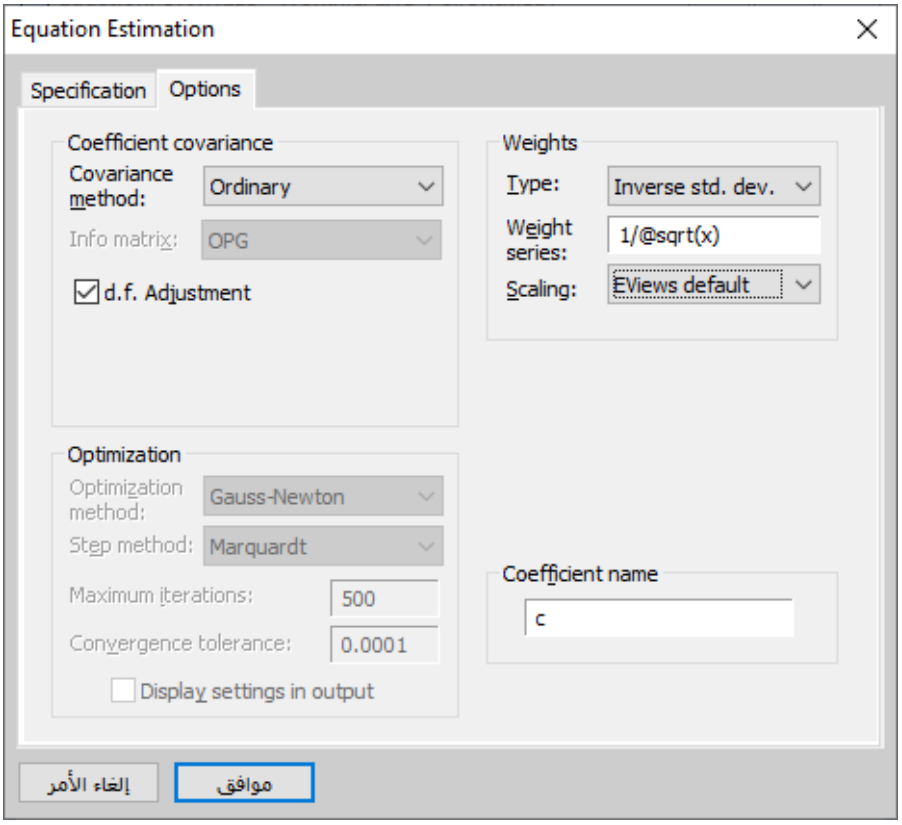
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

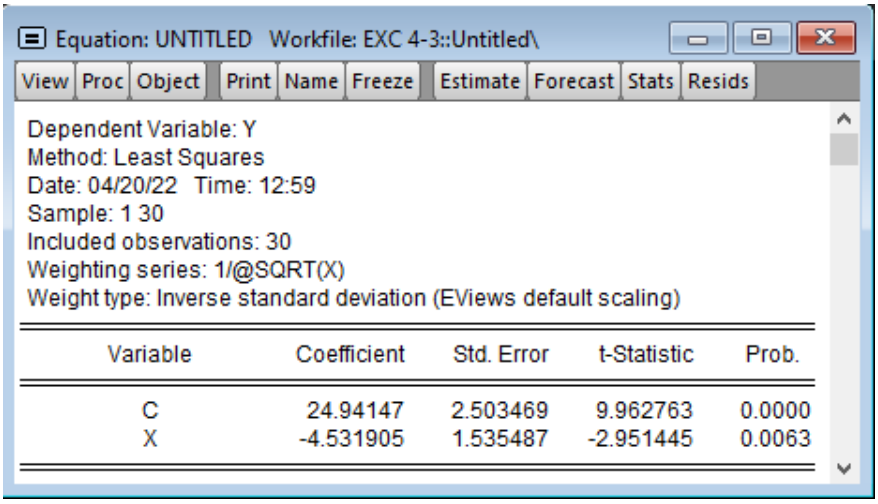
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

1) نقوم بتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية.
2) في مربع Equation نختار الأمر: Proc → Specify/ Estimate
3) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options.
4) في قسم Coefficient Covariance نترك الأمر Ordinary في خانة Covariance Method.
5) في القسم Weights نختار الأمر Inverse std. dev. في خانة Type.
6) في نفس القسم Weights نكتب [ 1/@sqrt(X) ] أو [ 1/X^.5 ] في خانة Weight series.




7) ننقر الأمر موافق فتظهر النتائج.




***<u>الفرضية الثالثة:</u>***

تباين الخطأ يتناسب مع القيمة المتوقعة لـ Y: $E(U_i^2) = \sigma^2[E(Y_i)]^2$

تفترض هذه المعادلة أن تباين $U_i$ يتناسب مع مربع القيمة المتوقعة لـ Y، ويتم تحويل النموذج الأساسي كالتالي:

$$\frac{Y_i}{E(Y_i)} = \frac{\beta_0}{E(Y_i)} + \beta_j \frac{X_{ji}}{E(Y_i)} + \frac{U_i}{E(Y_i)} = \frac{\beta_0}{E(Y_i)} + \beta_j \frac{X_{ji}}{E(Y_i)} + v_i \quad : \quad v_i = \frac{U_i}{E(Y_i)}$$

وبنفس الطريقة السابقة وبناءً على الفرضية الثالثة يمكن اثبات أن $E(v_i)^2 = \sigma^2$.

ويصبح شكل النموذج المحول:

$$\frac{Y_i}{\widehat{Y}_i} = \beta_0 \frac{1}{\widehat{Y}_i} + \beta_j \frac{X_{ji}}{\widehat{Y}_i} + v_i$$

نقوم بالخطوات الآتية عبر برنامج EViews:

1) نقوم بتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية.
2) نقوم بإنشاء سلسلة القيم المتوقعة yf.

Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

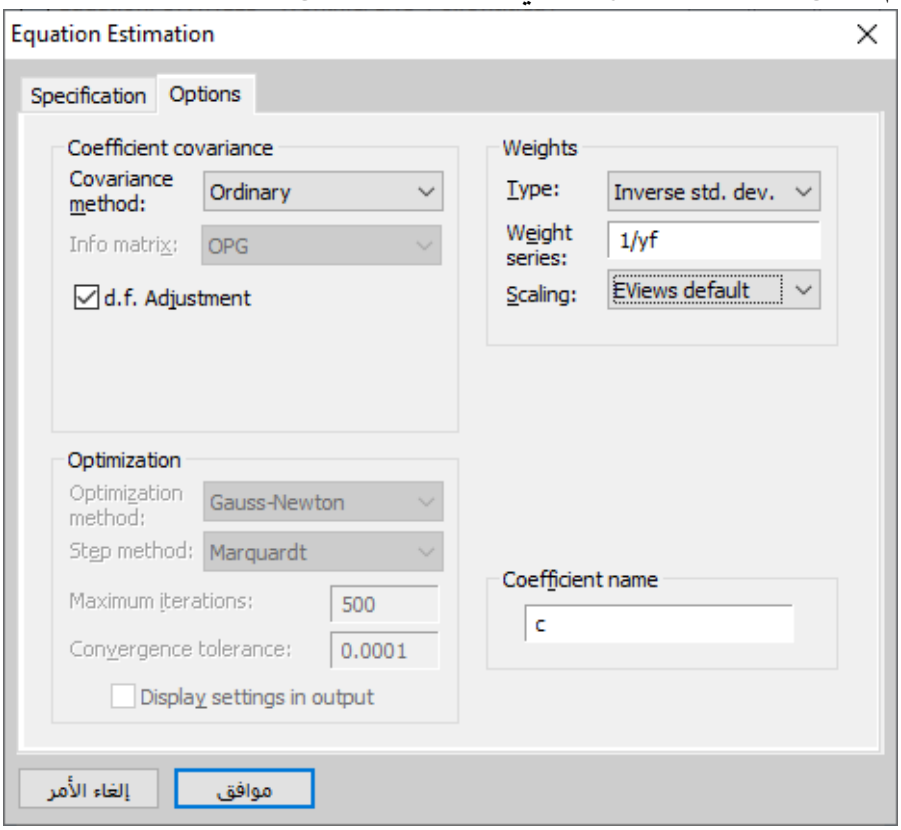
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

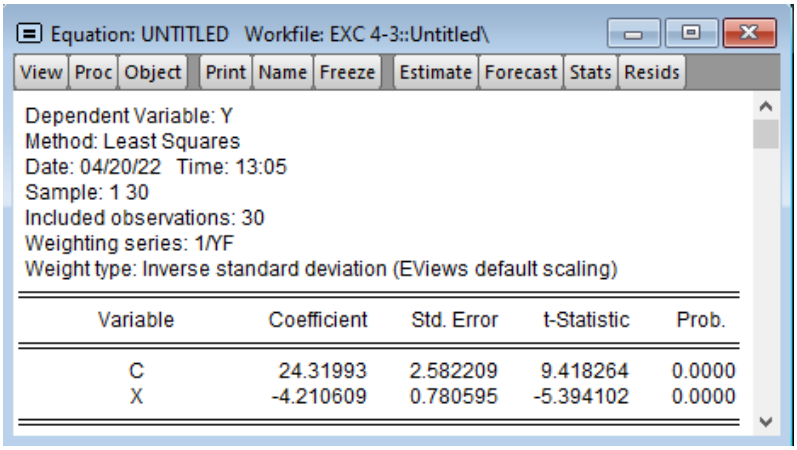
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

3) في مربع Equation نختار الأمر: Proc → Specify/ Estimate
4) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options.
5) في قسم Coefficient Covariance نترك الأمر Ordinary في خانة Covariance Method.
6) في القسم Weights نختار الأمر Inverse std. dev. في خانة Type.
7) في نفس القسم Weights نكتب [ 1/yf ] في خانة Weight series.




8) ننقر الأمر موافق فتظهر النتائج.


Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:05
Sample: 1 30
Included observations: 30
Weighting series: 1/YF
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.31993 | 2.582209 | 9.418264 | 0.0000 |
| X | -4.210609 | 0.780595 | -5.394102 | 0.0000 |

***<u>الفرضية الرابعة:</u>***

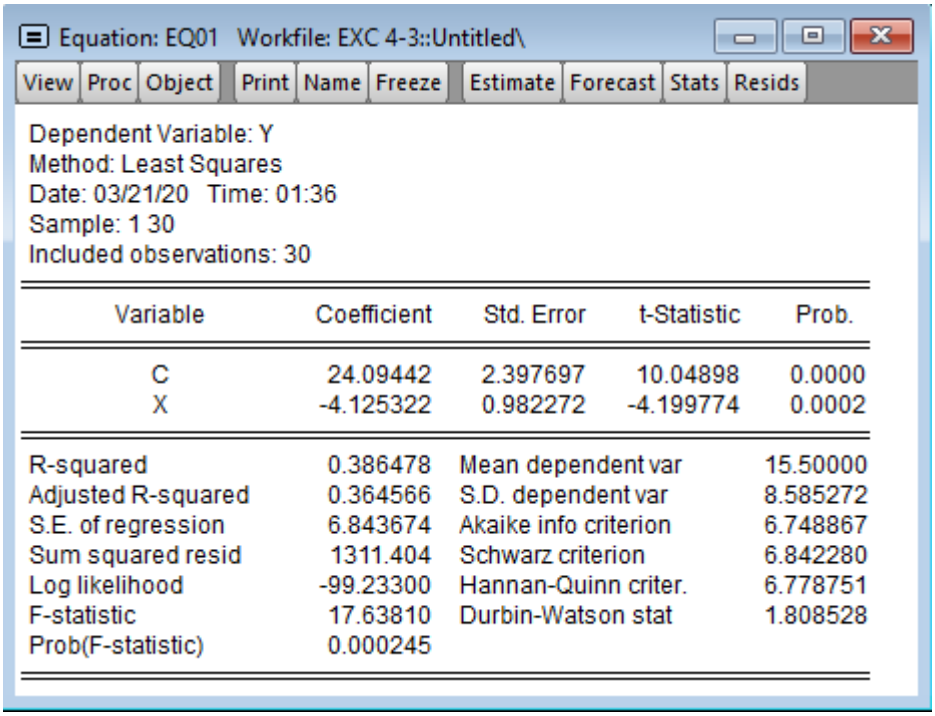
تباين الخطأ يتناسب مع القيمة المطلقة للبواقي: $E(U_i^2) = \sigma^2|e_i|$

وهنا يمكن تحويل النموذج الأساسي كالتالي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{|e_i|}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{|e_i|}} + \beta_j \frac{X_{ji}}{\sqrt{|e_i|}} + \frac{U_i}{\sqrt{|e_i|}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{|e_i|}} + \beta_j \frac{X_{ji}}{\sqrt{|e_i|}} + v_i \quad : \quad v_i = \frac{U_i}{\sqrt{|e_i|}}$$

وبنفس الطريقة السابقة وبناءً على الفرضية الرابعة يمكن إثبات أن $E(v_i)^2 = \sigma^2$.

نقوم بالخطوات الآتية عبر برنامج EViews:


Equation: EQ01 Workfile: EXC 4-3::Untitled\

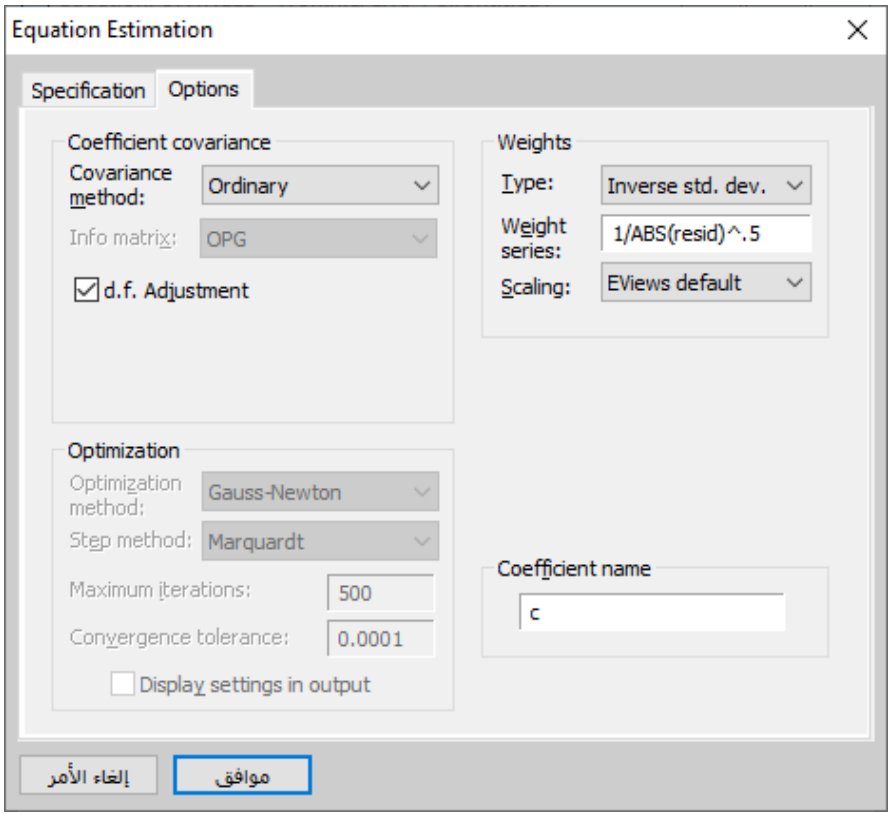
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:36
Sample: 1 30
Included observations: 30

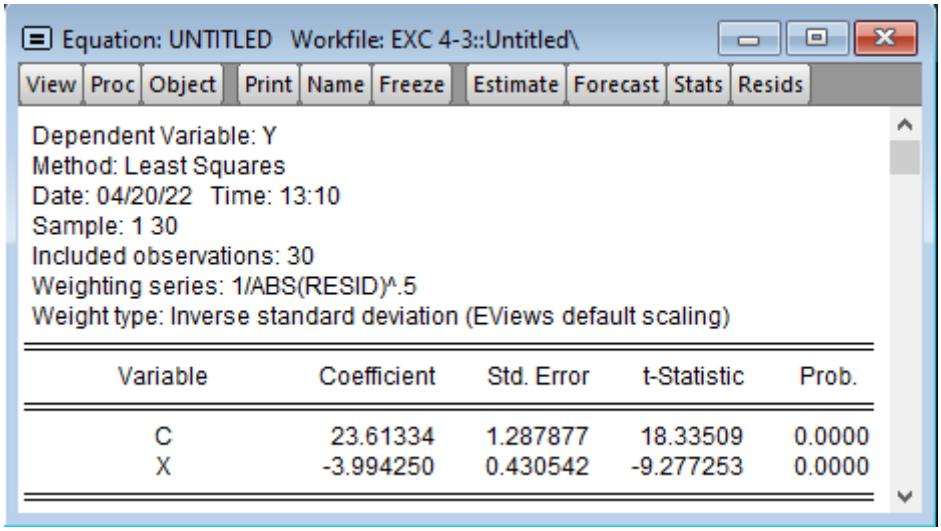
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 24.09442 | 2.397697 | 10.04898 | 0.0000 |
| X | -4.125322 | 0.982272 | -4.199774 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.386478 | Mean dependent var | 15.50000 |
| Adjusted R-squared | 0.364566 | S.D. dependent var | 8.585272 |
| S.E. of regression | 6.843674 | Akaike info criterion | 6.748867 |
| Sum squared resid | 1311.404 | Schwarz criterion | 6.842280 |
| Log likelihood | -99.23300 | Hannan-Quinn criter. | 6.778751 |
| F-statistic | 17.63810 | Durbin-Watson stat | 1.808528 |
| Prob(F-statistic) | 0.000245 | | |

1) نقوم بتقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية.
2) في مربع Equation نختار الأمر: Proc → Specify/ Estimate
3) يظهر مربع حوار Equation Estimation فننتقل إلى القسم Options.
4) في قسم Coefficient Covariance نترك الأمر Ordinary في خانة Covariance Method.
5) في القسم Weights نختار الأمر Inverse std. dev. في خانة Type.
6) في نفس القسم Weights نكتب [ 1/ABS(resid)^.5 ] في خانة Weight series.




7) ننقر الأمر موافق فتظهر النتائج.




**رابعاً: إعادة تعريف المتغيرات Redefining the Variables:**

أحياناً يكون من المناسب إعادة تعريف المتغيرات بطريقة معينة تؤدي إلى تجنب مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي، أي إلى تقليل تباين حد الخطأ العشوائي، ومن أهم حالات إعادة تعريف المتغيرات:

***1) التحويلات اللوغاريتمية:***

وتستخدم عندما يتزايد تباين المتغير التابع Y بزيادة قيم $Y_i$. وتكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج الأصلي:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + v_i$$

وتكتب في مربع الأوامر Command بالشكل:

ls log(Y) C X

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:13
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 3.190398 | 0.159796 | 19.96546 | 0.0000 |
| X | -0.290252 | 0.065464 | -4.433754 | 0.0001 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.412483 | Mean dependent var | 2.585707 |
| Adjusted R-squared | 0.391500 | S.D. dependent var | 0.584696 |
| S.E. of regression | 0.456100 | Akaike info criterion | 1.332133 |
| Sum squared resid | 5.824773 | Schwarz criterion | 1.425546 |
| Log likelihood | -17.98199 | Hannan-Quinn criter. | 1.362017 |
| F-statistic | 19.65817 | Durbin-Watson stat | 1.826021 |
| Prob(F-statistic) | 0.000130 | | |

### *2) التحويلات اللوغاريتمية المزدوجة:*

وتكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج الأصلي:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(X_i) + v_i$$

وتكتب في مربع الأوامر Command بالشكل:

ls log(Y) C log(X)

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(Y)
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:14
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.830790 | 0.106433 | 26.59688 | 0.0000 |
| LOG(X) | -0.482997 | 0.121337 | -3.980617 | 0.0004 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.361391 | Mean dependent var | 2.585707 |
| Adjusted R-squared | 0.338584 | S.D. dependent var | 0.584696 |
| S.E. of regression | 0.475519 | Akaike info criterion | 1.415519 |
| Sum squared resid | 6.331305 | Schwarz criterion | 1.508933 |
| Log likelihood | -19.23279 | Hannan-Quinn criter. | 1.445403 |
| F-statistic | 15.84531 | Durbin-Watson stat | 1.741224 |
| Prob(F-statistic) | 0.000443 | | |

### *3) تحويلة الجذر التربيعي:*

وتستخدم عندما يتزايد تباين المتغير التابع Y بزيادة المتوسط الحسابي لـــــ $Y_i$. وتكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج الأصلي:

$$\sqrt{Y_i} = \beta_0 + \beta_1 X_i + v_i$$

وتكتب في مربع الأوامر Command بالشكل: ls @sqrt(Y) C X

Equation: UNTITLED Workfile: EXC 4-3::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: @SQRT(Y)
Method: Least Squares
Date: 04/20/22 Time: 13:15
Sample: 1 30
Included observations: 30

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 4.898751 | 0.294677 | 16.62412 | 0.0000 |
| X | -0.530969 | 0.120721 | -4.398296 | 0.0001 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.408597 | Mean dependent var | 3.792566 |
| Adjusted R-squared | 0.387475 | S.D. dependent var | 1.074682 |
| S.E. of regression | 0.841088 | Akaike info criterion | 2.556101 |
| Sum squared resid | 19.80803 | Schwarz criterion | 2.649514 |
| Log likelihood | -36.34151 | Hannan-Quinn criter. | 2.585984 |
| F-statistic | 19.34501 | Durbin-Watson stat | 1.872524 |
| Prob(F-statistic) | 0.000143 | | |

# المتغيرات الصورية (الوهمية)

## استخدامات المتغيرات الصورية (الوهمية):

في كثير من الأحيان يكون من الضروري إدخال متغيرات تفسيرية نوعية تساهم بقوة في شرح تباين المتغير التابع بالإضافة إلى المتغيرات التفسيرية الكمية، مثل النوع والقطاع والفصل و..... ولكي نستطيع استخدام المتغيرات الوهمية النوعية نحتاج إلى تحويلها إلى متغيرات صورية Dummy Variables تأخذ عدداً محدوداً من القيم نقوم بترميزها، فإذا كان للمتغير النوعي k صفة مختلفة فإننا نحتاج إلى k-1 متغيراً صورياً، مع افتراض وجود المعلمة الثابتة في نموذج الانحدار.

يمكن استخدام المتغيرات الصورية لتصحيح القيم الاستثنائية غير العادية، فالكثير من السلاسل قد تتعرض لتغيرات غير طبيعية ناتجة عن حوادث استثنائية كالكوارث والحروب والاضطرابات.

**فمثلاً:** عندما نريد دراسة الاقتصاد اللبناني من عام 2000 حتى عام 2010 سنلاحظ أن هناك عام استثنائي 2006 حيث جرت حرب تموز وهذا يؤثر على البيانات، لذلك نستخدم متغيراً صورياً يأخذ القيمة 1 للعام 2006 والقيمة 0 للأعوام الأخرى، وبدراسة نموذج الانحدار ننظر إلى معلمة المتغير النوعي فإذا كانت معنوية فهذا يعني أن التغير الحاصل بقيم المتغير التابع غير طبيعي وهو ناتج عن حرب تموز.

**ومثلاً:** عندما نريد دراسة تأثير الحرب على سورية في الإنتاج فإننا نستخدم متغيراً صورياً يأخذ القيمة 1 لأعوام الحرب والقيمة 0 للأعوام السابقة للحرب، وبدراسة نموذج الانحدار ننظر إلى معلمة المتغير النوعي فإذا كانت معنوية فهذا يعني أن التغير الحاصل بقيم المتغير التابع غير طبيعي، وهو بسبب الحرب.

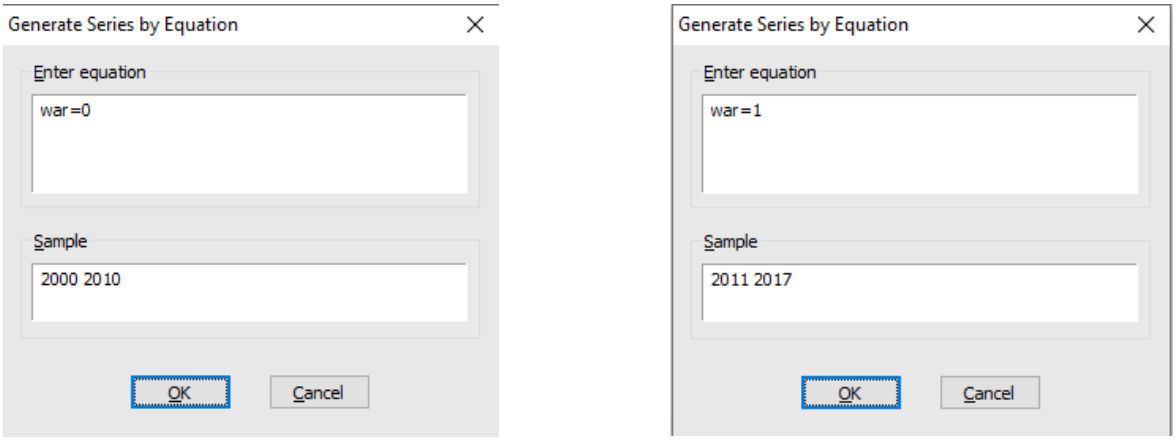
كما يمكن استخدام المتغيرات الصورية لدراسة تأثير المتغيرات النوعية على المتغير التابع. فمثلاً عندما نريد دراسة تأثير نوع الطالب على معدله نضيف للنموذج متغيراً صورياً يأخذ قيمتين (1 للذكر، 0 للأنثى). ويمكن استخدام المتغيرات الصورية لدراسة تأثير التقلبات الموسمية على المتغير التابع. كأن نقوم بدراسة تأثير التقلبات الموسمية أو الشهرية أو الفصلية في مبيعات الزهور. وبهذا يمكن أن يكون الترميز:

1) **ثنائي:** نحول المتغير الوهمي إلى متغير صوري واحد D يأخذ قيمتين. مثلاً: 0 أنثى، 1 ذكر.
2) **ثلاثي:** نحول المتغير الوهمي إلى متغيرين صوريين. مثلاً:
   الأول: $D_1$ يأخذ القيم: 1+ صناعي، 0 زراعي، 1− خدمي.
   الثاني: $D_2$ يأخذ القيم: 1+ زراعي، 0 صناعي، 1− خدمي.
3) **رباعي:** نحول المتغير الوهمي إلى ثلاثة متغيرات صورية. مثلاً:
   الأول: $S_1$ يأخذ القيم: 1 شتاء، 0 لبقية الفصول.
   الثاني: $S_2$ يأخذ القيم: 1 ربيع، 0 لبقية الفصول.
   الثاني: $S_3$ يأخذ القيم: 1 صيف، 0 لبقية الفصول.

## إنشاء متغيرات وهمية ثنائية في EViews:

عندما نريد اعتبار السنوات 2011–2017 هي سنوات حرب على سبيل المثال، و2000–2010 ليست سنوات حرب، ونريد إنشاء متغير وهمي نسميه war، نتبع هذه الطريقة في إنشاء المتغيرات:

1) نختار الأمر الآتي: Object → Generate Series.
2) نكتب war=1 في القسم Enter equation ونحدد السلسلة 2011 2017 في القسم Sample.
3) نكرر الخطوة ونكتب war=0 في القسم Enter equation والسلسلة 2000 2010 في القسم Sample.




**تمرين (13):**

البيانات الآتية تمثل الكمية المعروضة من سلعة ما Q والسعر P ومكان المحل (داخل السوق أو خارج السوق) لعشر محلات:

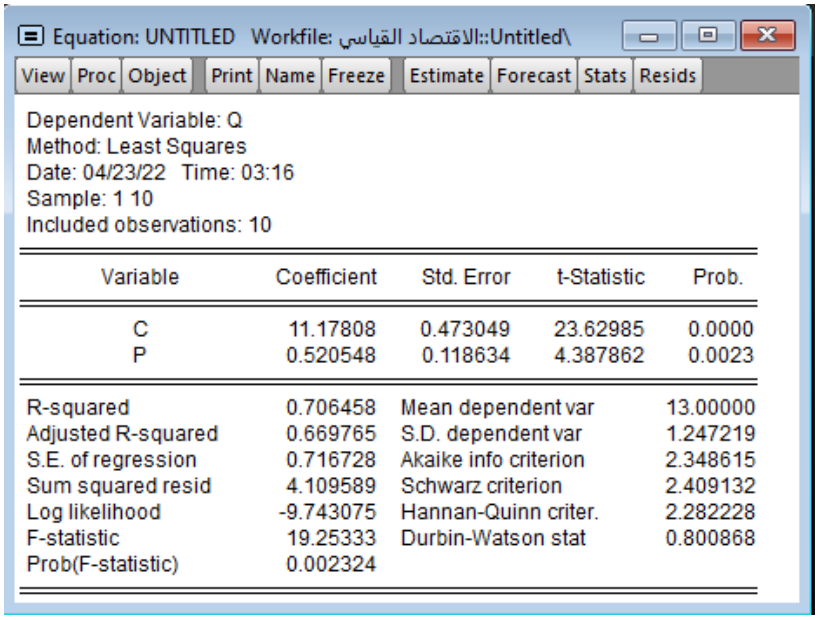
| الكمية Q | 11 | 12 | 13 | 12 | 13 | 14 | 15 | 14 | 12 | 14 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| السعر P | 2 | 1 | 1 | 3 | 2 | 1 | 3 | 5 | 1 | 1 |
| المكان | خارج | خارج | خارج | خارج | خارج | داخل | داخل | داخل | داخل | داخل |

المطلوب:

1) تقدير معادلة عرض السلعة.
   - من أجل ذلك نكتب اختصاراً في مربع الأوامر Command الأمر:

ls q c p

   - تظهر نتائج التقدير كما في الصورة الآتية:




   - تكون معادلة النموذج:

$$Q_i = 11.17 + 0.52\,P_i + U_i$$

2) إيجاد المرونة السعرية للعرض.

- نتبع الإجراء الآتي ضمن نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Scaled Coefficients

- يظهر في النتائج الجدول الآتي حيث تمثل المرونة بالقيمة المقابلة للمتغير المستقل P في العمود Elasticity at Means:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Scaled Coefficients
Date: 04/23/22 Time: 03:17
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Standardized Coefficient | Elasticity at Means |
|---|---|---|---|
| C | 11.17808 | NA | 0.859852 |
| P | 0.520548 | 0.840511 | 0.140148 |

- بما أن المرونة 0.14 موجبة فهذا يعني أن العلاقة طردية، أي كلما ازداد السعر ازدادت الكمية المعروضة، ولكن بما أنها أصغر من الواحد فهي تدل على أن عرض السلعة قليل المرونة.

3) دراسة أثر مكان المحل على الكمية المعروضة من السلعة بغض النظر عن السعر.

- هنا نحتاج لاستخدام متغير صوري D01 يمثل مكان المحل ويعطي القيمة 0 لخارج السوق و1 لداخل السوق، ومن أجل ذلك نختار الأمر الآتي:

Object → Generate Series

- نكتب D01=0 في القسم Enter equation ونحدد المشاهدات 1-5 في القسم Sample.
- نكرر الخطوة ونكتب D01=1 في القسم Enter equation ونحدد المشاهدات 6-10 في القسم Sample.

Generate Series by Equation

Enter equation: D01=0

Sample: 1 5

OK | Cancel

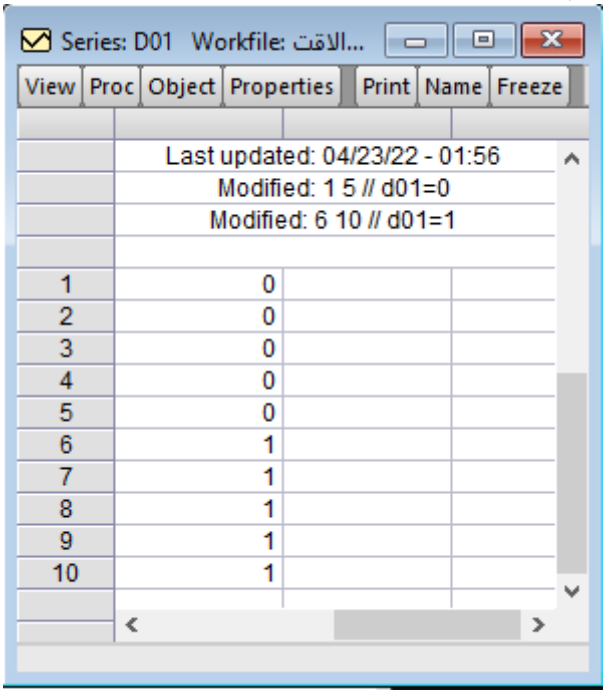
Generate Series by Equation

Enter equation: D01=1

Sample: 6 10

OK | Cancel

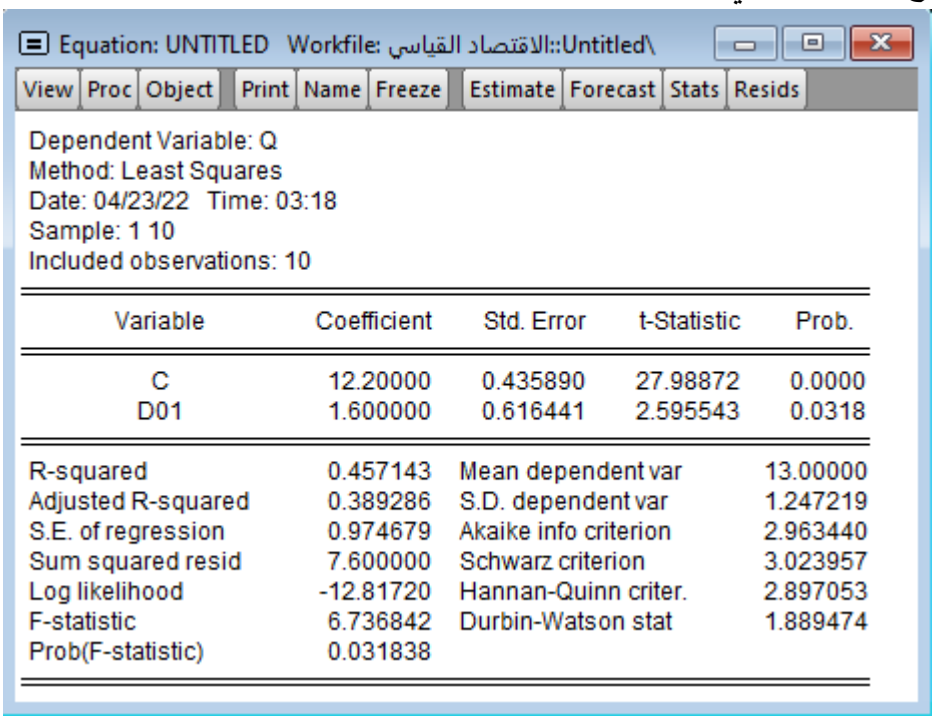
- ينشئ البرنامج كائناً جديداً عبارة عن سلسلة اسمها d01 نجدها في مساحة العمل Workfile فإذا قمنا بفتح السلسلة نراها كالآتي:




- نقدر انحدار Q على D01 ومن أجل ذلك نكتب اختصاراً في مربع الأوامر Command الأمر:

ls q c d01

- تظهر نتائج التقدير كما في الصورة الآتية:




- تكون معادلة النموذج:

$$Q_i = 12.2 + 1.6\, D_i + U_i$$

- بتعويض القيمة 0 محل $D_i$ نحصل على القيمة المتوقعة للكمية المعروضة في المحلات التي تقع خارج السوق وتساوي 12.2.

وبتعويض القيمة 1 محل $D_i$ نحصل على القيمة المتوقعة للكمية المعروضة في المحلات التي تقع داخل السوق وتساوي 12.2+1.6 = 13.8.

- إن المعلمة المقدرة للحد الثابت تمثل القيمة المتوقعة للكمية المعروضة في المحلات الواقعة خارج السوق.

بينما القيمة المقدرة لمعلمة ميل الانحدار أي معلمة المتغير الصوري فتشير إلى الفرق بين القيمة المتوقعة لمتوسط الكمية المعروضة بين المحلات الواقعة داخل وخارج السوق، أي أن الكمية المعروضة في المحلات الواقعة داخل السوق أعلى بحوالي 1.6 من الكمية المعروضة في المحلات الواقعة خارج السوق.

وبما أن معلمة الانحدار المقدرة معنوية إحصائياً حيث أن 0.05 > Prob.=0.03 فهذا يعني أن مكان المحل يؤثر في الكمية المعروضة من السلعة.

4) دراسة أثر كل من السعر مكان المحل على الكمية المعروضة من السلعة.

- نقدر انحدار Q على كل من P وD01 ومن أجل ذلك نكتب اختصاراً في مربع الأوامر Command الأمر:

ls q c p d01

- تظهر نتائج التقدير كما في الصورة الآتية:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Q
Method: Least Squares
Date: 04/23/22 Time: 03:19
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 11.11972 | 0.410825 | 27.06678 | 0.0000 |
| P | 0.415493 | 0.116479 | 3.567111 | 0.0091 |
| D01 | 0.852113 | 0.445065 | 1.914580 | 0.0971 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.807344 | Mean dependent var | 13.00000 |
| Adjusted R-squared | 0.752300 | S.D. dependent var | 1.247219 |
| S.E. of regression | 0.620735 | Akaike info criterion | 2.127500 |
| Sum squared resid | 2.697183 | Schwarz criterion | 2.218275 |
| Log likelihood | -7.637500 | Hannan-Quinn criter. | 2.027919 |
| F-statistic | 14.66710 | Durbin-Watson stat | 1.203251 |
| Prob(F-statistic) | 0.003139 | | |

- تكون معادلة النموذج:

$$Q_i = 11.12 + 0.42P_i + 0.85\,D_i + U_i$$

- يمكن باختصار تفسير المعلمات على الشكل الآتي:

كل وحدة نقدية تؤدي لزيادة الكمية المعروضة بمقدار 0.42 وحدة.

الكمية المعروضة في المحل المتواجد داخل السوق أعلى بـ0.85 وحدة من الكمية المعروضة في المحل المتواجد خارج السوق مع ثبات عامل السعر.

ولكن بما أن معلمة الانحدار المقدرة للمتغير الصوري (مكان المحل) غير معنوية إحصائياً حيث أن Prob.=0.09 > 0.05 فهذا يعني أن مكان المحل لا يؤثر في الكمية المعروضة من السلعة.

- **ملاحظة:** إذا كان توزيع Q غير طبيعي نأخذ اللوغاريتم الطبيعي فتكون معادلة النموذج:

$$\ln(Q_i) = 2.4 + 0.03P_i + 0.07\ D_i + U_i$$

أي كل وحدة نقدية تؤدي لزيادة الكمية المعروضة بنسبة 3%.

الكمية المعروضة في المحل المتواجد داخل السوق ستكون أعلى من الكمية المعروضة في المحل المتواجد خارج السوق مع ثبات عامل السعر بنسبة: $(1 - e^{+0.07}) * 100 = 7.25\%$

5) هل تختلف مساهمة السعر في الكمية المعروضة وفق مكان المحل؟

- نحتاج هنا لنموذج انحدار يضم متغيراً مركباً من متغيري السعر ومكان المحل، وهو يقيس الأثر المشترك للمتغيرين النوعي (مكان المحل) والكمي (السعر) على المتغير التابع (الكمية المعروضة). ومن أجل ذلك نقدر انحدار Q على كل من P وD01 وعلى المتغير P*D01 فنكتب اختصاراً في مربع الأوامر Command الأمر:

```
ls q c p d01 p*d01
```

- تظهر نتائج التقدير كما في الصورة الآتية:

Equation: UNTITLED Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Q
Method: Least Squares
Date: 04/23/22 Time: 03:29
Sample: 1 10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 11.00000 | 0.819098 | 13.42940 | 0.0000 |
| P | 0.461538 | 0.293284 | 1.573690 | 0.1666 |
| D01 | 1.017241 | 1.064719 | 0.955408 | 0.3763 |
| P*D01 | -0.056366 | 0.324492 | -0.173706 | 0.8678 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.808308 | Mean dependent var | 13.00000 |
| Adjusted R-squared | 0.712462 | S.D. dependent var | 1.247219 |
| S.E. of regression | 0.668791 | Akaike info criterion | 2.322484 |
| Sum squared resid | 2.683687 | Schwarz criterion | 2.443518 |
| Log likelihood | -7.612418 | Hannan-Quinn criter. | 2.189710 |
| F-statistic | 8.433407 | Durbin-Watson stat | 1.225297 |
| Prob(F-statistic) | 0.014255 | | |

- تكون معادلة النموذج:

$$Q_i = 11 + 0.46P_i + 1.02\ D_i - 0.05D_iP_i + U_i$$

- يمكن باختصار تفسير المعلمة الجديدة على الشكل الآتي:

في المحل المتواجد داخل السوق نلاحظ أن كل وحدة نقدية زيادة ستؤدي إلى زيادة في الكمية المعروضة بمقدار 0.46 – 0.05 = 0.41 وحدة.

أما في المحل المتواجد خارج السوق فإن كل وحدة نقدية زيادة ستؤدي إلى زيادة في الكمية المعروضة بمقدار 0.46 وحدة.

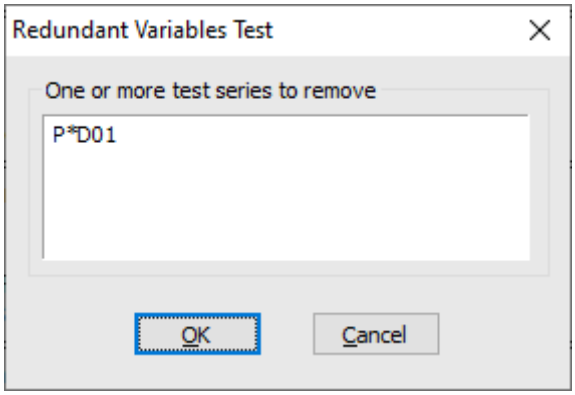
- لاختبار وجود اختلاف معنوي بين ميلي دالتي الانحدار حسب مكان المحل يمكننا استخدام اختبار t أو اختبار F.

فبالنسبة لاختبار t نلاحظ أن معلمة الانحدار المقدرة لمتغير التفاعل المركب غير معنوية إحصائياً حيث أن 0.05 < Prob.=0.87 فهذا يعني أنه لا يوجد اختلاف معنوي بين ميلي دالتي الانحدار حسب مكان المحل (داخل وخارج السوق)؛ أي أنهما متوازيان.

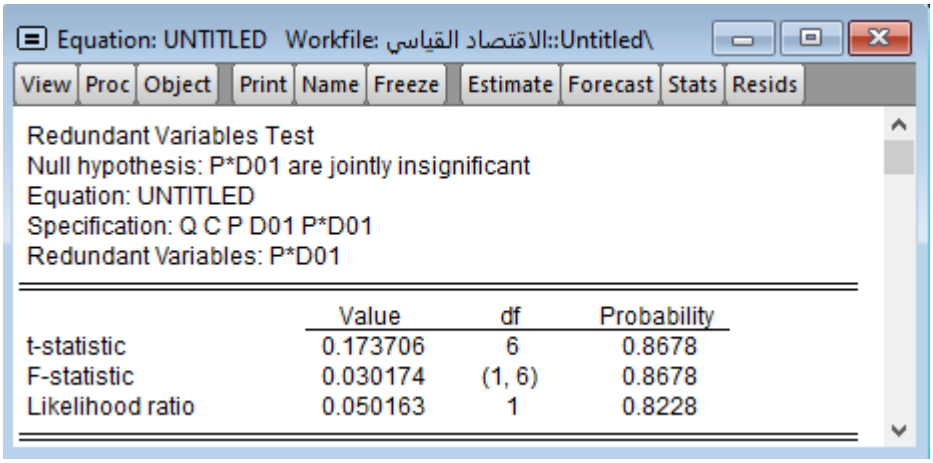
أما بالنسبة لاختبار F فإننا سوف نحذف متغير التفاعل ونقيم الانخفاض في قيمة معامل التحديد المتعدد من النموذج التام إلى النموذج المخفض حيث نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Redundant Variables Test – Likelihood Ratio

فيظهر مربع الحوار الآتي:




نكتب ضمنه اسم المتغير المراد حذفه من النموذج وهو P*D01، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:

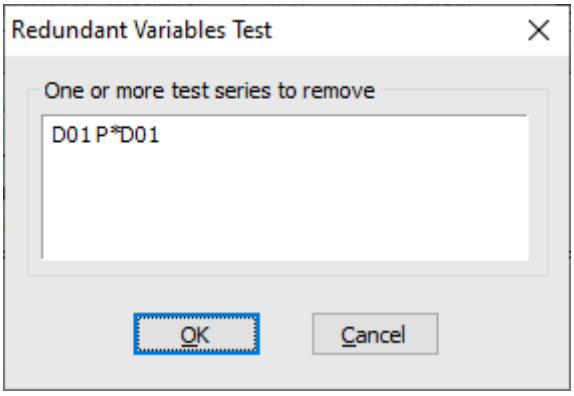


إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 0.03 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.86 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة: لا يوجد اختلاف معنوي بين ميلي دالتي الانحدار حسب مكان المحل (داخل وخارج السوق)؛ أي أنهما متوازيان.

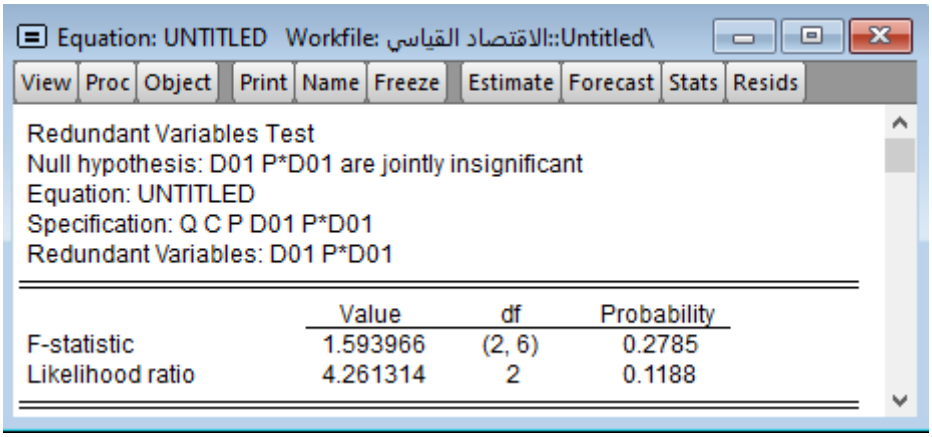
- لاختبار تطابق خطي الانحدار لصفتي المتغير النوعي يمكننا استخدام اختبار F، حيث نحذف المتغير الصوري ومتغير التفاعل ونقيم الانخفاض في قيمة معامل التحديد المتعدد من النموذج التام إلى النموذج المخفض حيث نتبع الإجراء الآتي في نافذة التقدير Equation:

View → Coefficient Diagnostics → Redundant Variables Test – Likelihood Ratio

فيظهر مربع الحوار الآتي:




نكتب ضمنه اسم المتغيرين المراد حذفهما من النموذج وهو D01 P*D01، ثم ننقر OK. فتظهر النتائج كما يأتي:




إن قيمة مؤشر الاختبار F-statistic = 1.59 وقيمة احتمال الدلالة Probability = 0.28 أكبر من قيمة مستوى الدلالة 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بتطابق خطي الانحدار حسب مكان المحل؛ بمعنى أنه لا يوجد اختلاف بين كل من المقطع والميل بالنسبة للمحلات داخل السوق والمحلات خارج السوق. وبالتالي يمكننا استخدام نفس دالة الكمية المعروضة للمحلات المتواجدة داخل وخارج السوق.

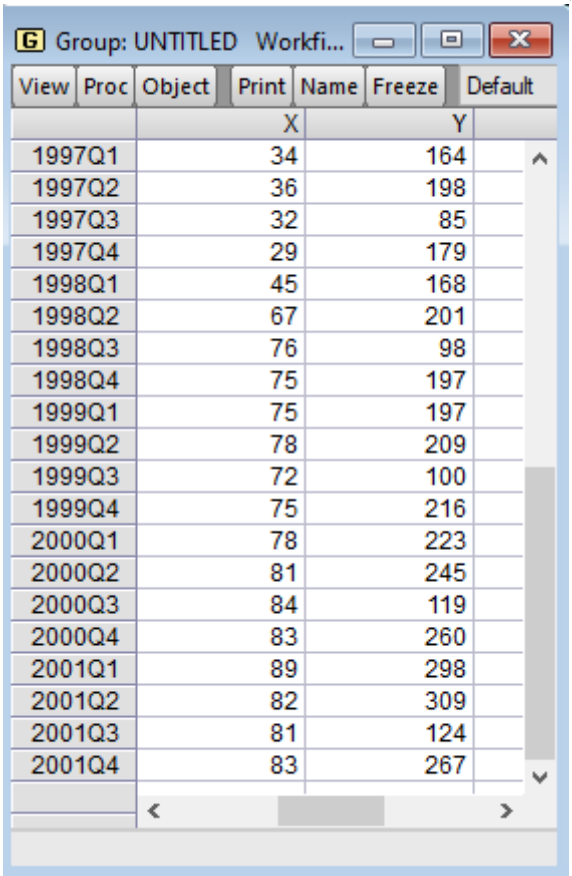
## إنشاء المتغيرات الموسمية في EViews:

**تمرين (14):**

تبحث مؤسسة ما عن فهم العلاقة بين مبيعاتها من منتج ما ومصاريف الإعلان للفترة الزمنية الممتدة من 1997 إلى 2001 والمطلوب تقدير النموذج المناسب.

| العام | المتغيرات | الفصل 1 | الفصل 2 | الفصل 3 | الفصل 4 |
|---|---|---|---|---|---|
| 1997 | المبيعات | 164 | 198 | 85 | 179 |
| | مصاريف الإعلان | 34 | 36 | 32 | 29 |
| 1998 | المبيعات | 168 | 201 | 98 | 197 |
| | مصاريف الإعلان | 45 | 67 | 76 | 75 |
| 1999 | المبيعات | 197 | 209 | 100 | 216 |
| | مصاريف الإعلان | 75 | 78 | 72 | 75 |
| 2000 | المبيعات | 223 | 245 | 119 | 260 |
| | مصاريف الإعلان | 78 | 81 | 84 | 83 |
| 2001 | المبيعات | 298 | 309 | 124 | 267 |
| | مصاريف الإعلان | 89 | 82 | 81 | 83 |

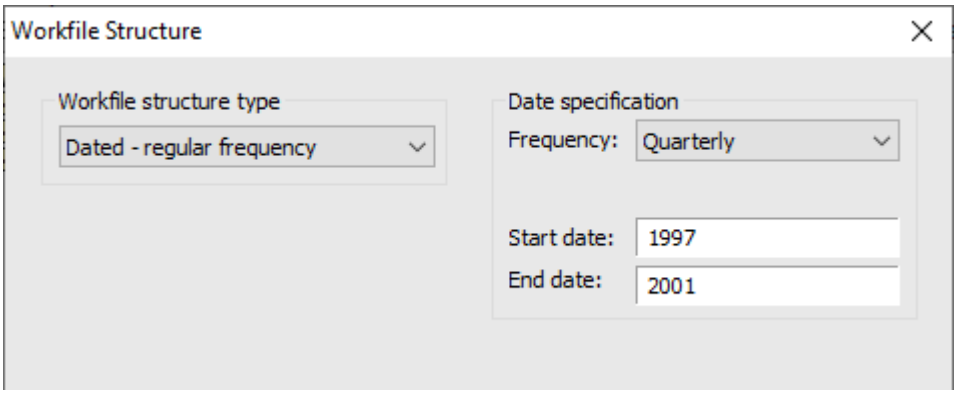
1) ندخل البيانات بالشكل الآتي:



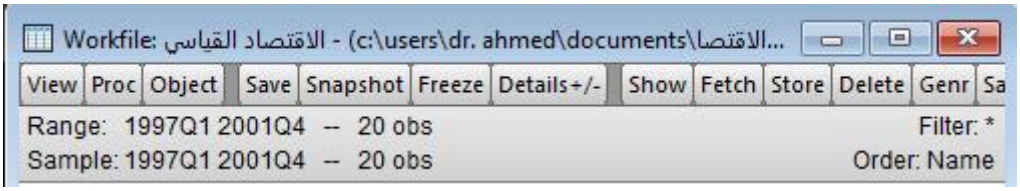
2) نعيد تعريف السلسلة الزمنية على أنها فصلية من خلال القوائم الأساسية للبرنامج أو من قوائم نافذة ملف العمل Workfile حيث نتبع الإجراء الآتي:

Proc → Structure/Resize Current Page…

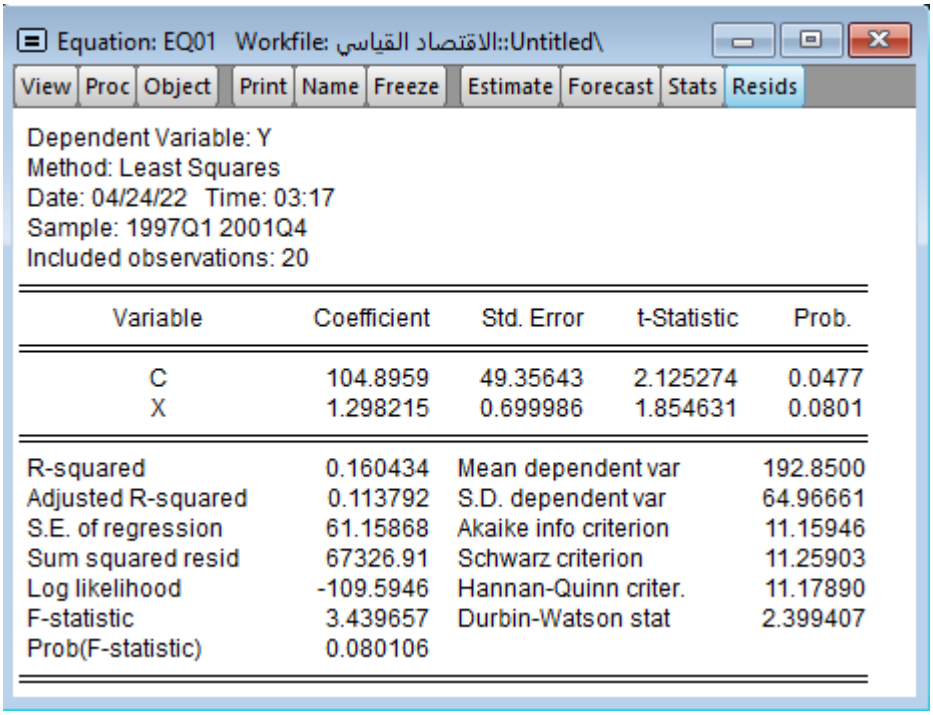
- يظهر مربع الحوار Workfile Structure:




- لاختيار بيانات السلاسل الزمنية نختار الخيار Dated-regular frequency في القسم الأول Workfile structure type:
- في القسم Data specification نحدد نوع السلسلة الفصلية Quarterly في قائمة Frequency وتاريخ بدئها Start date وهو 1997، وتاريخ انتهائها End date وهو 2001.
- يتعرف EViews على أنها سلسلة فصلية ويتضح ذلك من نافذة ملف العمل Workfile:




3) نقوم بتقدير انحدار Y على X فتظهر النتيجة كما يأتي:

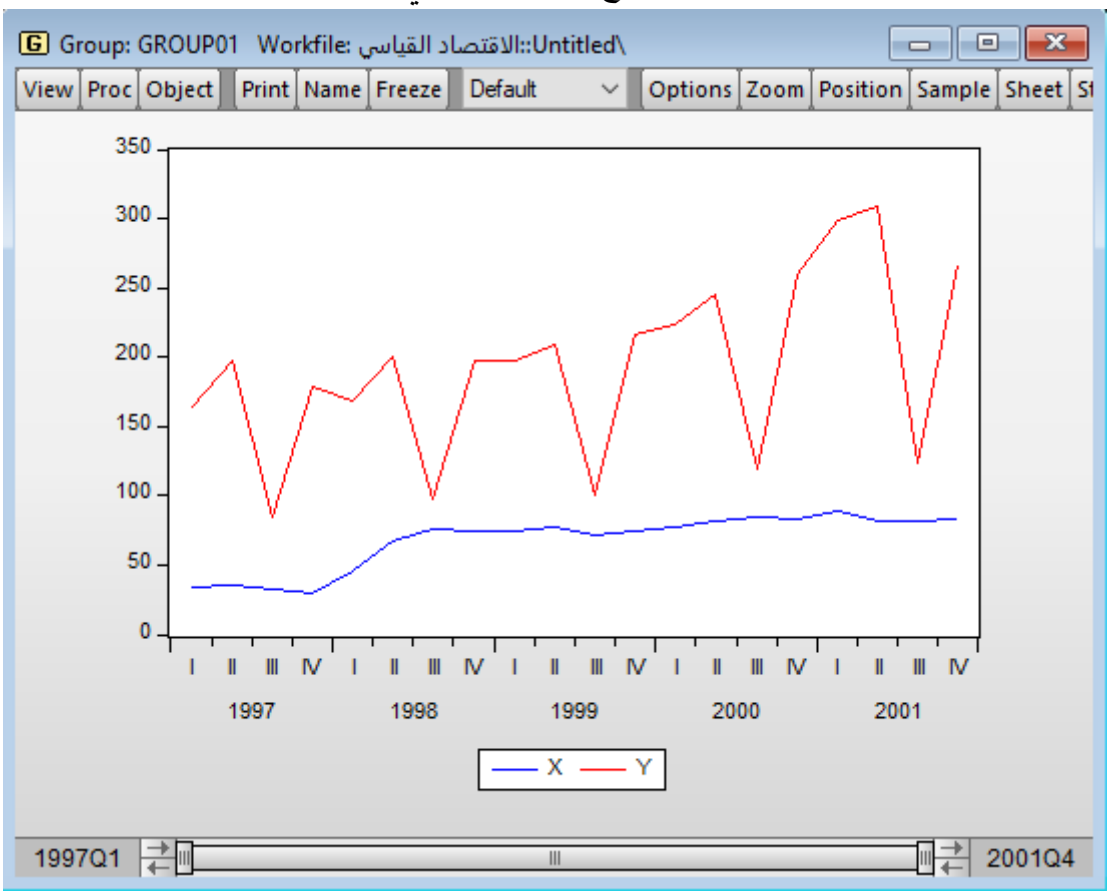



| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 104.8959 | 49.35643 | 2.125274 | 0.0477 |
| X | 1.298215 | 0.699986 | 1.854631 | 0.0801 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.160434 | Mean dependent var | 192.8500 |
| Adjusted R-squared | 0.113792 | S.D. dependent var | 64.96661 |
| S.E. of regression | 61.15868 | Akaike info criterion | 11.15946 |
| Sum squared resid | 67326.91 | Schwarz criterion | 11.25903 |
| Log likelihood | -109.5946 | Hannan-Quinn criter. | 11.17890 |
| F-statistic | 3.439657 | Durbin-Watson stat | 2.399407 |
| Prob(F-statistic) | 0.080106 | | |

نلاحظ أن معامل التحديد صـــغير جداً 0,16 فقط، وأن قيمة الميل غير معنوية، وهذا يوحي لنا بأن الإنفاق على الإعلان لا يؤثر على المبيعات.

4) نقوم برسم سلسلتي المبيعات ومصاريف الإعلان فنجد أن سلسلة المبيعات تخضع لظاهرة موسمية تتمركز النقاط الدنيا فيها عند الفصل الثالث، كما يتضح من الشكل الآتي:




5) لابد هنا من تصـحيح هذه الظاهرة أو تخليص السـلسـلة من المركبة الفصـلية من خلال اسـتخدام متغيرات وهمية صورية.

وبما أنه لدينا أربعة فصول؛ أي أن المتغير الوهمي يأخذ أربع قيم.

لذلك نقوم بإنشاء ثلاثة متغيرات صورية كما رأينا سابقاً، وذلك من خلال مربع الأوامر Command حيث نكتب فيه:

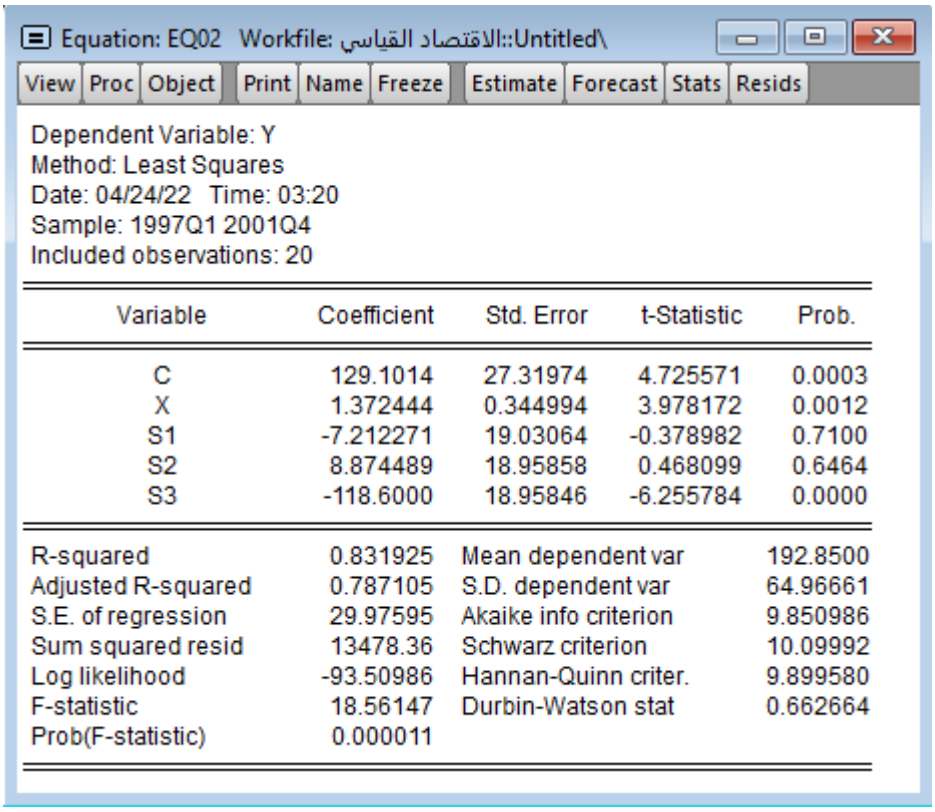
```
genr s1=@seas(1)
genr s2=@seas(2)
genr s3=@seas(3)
```

6) نقوم بتقدير انحدار Y على X والمتغيرات الصـــورية الثلاثة الأولى مع إدخال الثابت في معادلة الانحدار.

حيث نكتب في مربع الأوامر Command:

```
ls y c x s1 s2 s3
```

7) تظهر النتائج على الشكل الآتي:



Equation: EQ02 Workfile: الاقتصاد القياسي::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/24/22 Time: 03:20
Sample: 1997Q1 2001Q4
Included observations: 20

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 129.1014 | 27.31974 | 4.725571 | 0.0003 |
| X | 1.372444 | 0.344994 | 3.978172 | 0.0012 |
| S1 | -7.212271 | 19.03064 | -0.378982 | 0.7100 |
| S2 | 8.874489 | 18.95858 | 0.468099 | 0.6464 |
| S3 | -118.6000 | 18.95846 | -6.255784 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.831925 | Mean dependent var | 192.8500 |
| Adjusted R-squared | 0.787105 | S.D. dependent var | 64.96661 |
| S.E. of regression | 29.97595 | Akaike info criterion | 9.850986 |
| Sum squared resid | 13478.36 | Schwarz criterion | 10.09992 |
| Log likelihood | -93.50986 | Hannan-Quinn criter. | 9.899580 |
| F-statistic | 18.56147 | Durbin-Watson stat | 0.662664 |
| Prob(F-statistic) | 0.000011 | | |

نلاحظ من خلال النتائج السابقة أن معامل التحديد ارتفع إلى 0.83.

وأن ميل متغير مصاريف الإعلان أصبح معنوياً، بمعنى أن مصاريف الإعلان أصبحت تساهم في شرح التقلبات في قيم المبيعات.

وأن المتغير الصوري الثالث هو الوحيد المعنوي للدلالة على أن الفصلية للمبيعات مرتبطة بشكل أساسي بالانخفاضات الظاهرة في الفصل الثالث.

## انتهى الكتاب

**الدكتور أحمد أديب أحمد**

**سورية – اللاذقية**

# السيرة الذاتية للمؤلف

**الدكتور أحمد أديب أحمد**

**العمل الحالي:** عضو هيئة تدريسية في كلية الاقتصاد بجامعة تشرين.

**التخصص الرئيسي:** الإحصاء والبرمجة.

**التخصص الفرعي:** الاقتصاد القياسي.

**البريد الالكتروني:** a.ahmed79@yahoo.com

**المؤهلات العلمية:**

1. إجازة في الاقتصاد باختصاص الإحصاء بتقدير جيد جداً 2001.
2. دبلوم في الاقتصاد باختصاص الإحصاء بتقدير امتياز 2002.
3. ماجستير في الاقتصاد باختصاص الإحصاء والبرمجة بتقدير امتياز 2006.
4. دكتوراه في الاقتصاد باختصاص الإحصاء والبرمجة بتقدير جيد جداً 2013.

**الخبرات العلمية المهنية السابقة:**

1. خبير اقتصادي إحصائي في مشروع دعم الجاهزية التنافسية التابع لبرنامج UNDP بالتعاون مع هيئة تخطيط الدولة.
2. قدم آلاف الساعات التدريبية في مجال تقنية المعلومات والدراسات الإحصائية والاقتصادية.
3. مدرس القسم النظري والعملي للعديد من المواد المقررة (الإحصاء- الحاسوب- الإدارة) في كليات جامعتي تشرين ودمشق (2003 حتى الآن).

**بعض الكتب والمؤلفات والأبحاث المنشورة وقيد النشر:**

**أولاً: في المجال الاقتصادي:**

1. المعرفة والفوضى في العالم، 2005.
2. التعددية السياسية والاقتصادية في مشروع الدستور الجديد، 2012.
3. طروحات اقتصادية في ظل الحرب على سورية، 2011-2021.
4. تطبيقات حاسوبية في العلوم الاقتصادية باستخدام برنامج Excel، 2019.
5. تطبيقات إحصائية في لغة البرمجة R (المستوى الأول)، 2021.
6. الدليل السريع إلى تصميم الدراسات الإحصائية (الاستبيانات)، 2022.
7. الاقتصاد السياحي، قيد النشر.

**ثانياً: في المجال الأدبي:**

1. نبضٌ لصفصاف الفضاء- شعر، 2011.
2. مناجاة مع قائد الأمة- نثر، 2014.
3. نهر العسل- نثر، قيد النشر.
4. رنين الصفاء- خواطر نثرية، قيد النشر.

**ثالثاً: في المجال السياسي:**

1. إعلاء كلمة الحق بين التأييد الإلهي وحكمة القائد، 2011.
2. وعي الشباب في مواجهة التكفير والإرهاب، 2011.
3. الوحدة الوطنية.. شعار القائد والشعب، 2011.
4. الحرية الفاصلة بين تآمر العملاء وإخلاص الشرفاء، 2011.
5. دور رجال الدين في مواجهة التحديات والأزمات، 2011.
6. علائم النصر في ممانعة الفوضى ومقاومة الإرهاب، 2012.
7. تجليات الحكمة عند القائد بشار حافظ الأسد، 2014.
8. دعوات الإرهاب التكفيري امتداد للتلمود الصهيوني، 2016.
9. الدور المقاوم في مواجهة التطبيع (سورية أنموذجاً)، 2020.
10. مجزرة المدفعية.. شرارة الفتنة الأولى للإخوان المسلمين، 2021.
11. تسييس الدين في الحروب، قيد النشر.

**رابعاً: في المجال العسكري:**

1. القتال في المدن: مواجهة العصابات الإرهابية المسلحة وأهم المهارات والخبرات التي اكتسبها الجيش العربي السوري، 2017.

**خامساً: في المجال الديني:**

1. نور الهداية لأهل الولاية، 2007.
2. لقاءات وحوارات مع الباحث الديني العلوي، 2016.
3. حوار مع علامة الجيل والإيضاح اللطيف، 2019.
4. الإمام المهدي المنتظر في مواجهة مشاريع حرب القيامة، 2021.
5. الضربة النصيرية لمزاعم البدعة اليمانية، 2021.
6. المدقق في الكلام المحقق، قيد التحضير.

وله العديد من الكتب والمؤلفات والأبحاث والمقالات المنشورة في العديد من الصحف المحلية والعربية والمواقع الالكترونية، والمقابلات والحوارات الإعلامية على الفضائيات والإذاعات المحلية في المجال السياسي والاقتصادي، والندوات والمحاضرات التي قدمها في المراكز الثقافية والفعاليات الوطنية والجامعة.

# الفهرس


| الموضوع | الصفحة |
|---|---|
| **تمهيد** | **3** |
| **مقدمة في برنامج** EViews | **5** |
| واجهة البرنامج | 5 |
| واجهة الترجيب (البداية) | 6 |
| إنشاء ملف عمل جديد | 6 |
| الأنواع المتوفرة للسلسلة الزمنية | 8 |
| فتح ملف عمل موجود | 11 |
| إنشاء متغيرات جديدة | 11 |
| إنشاء جدول يتضمن مجموعة متغيرات | 12 |
| استيراد ملف خارجي | 13 |
| استيراد بيانات إلى ملف العمل | 15 |
| أهم أنواع الكائنات الممكن إدراجها في ملف العمل | 15 |
| أهم الدوال التي نحتاج تنفيذها في مربع الأوامر **Command** | 16 |
| إنشاء متغيرات اعتماداً على متغيرات موجودة | 18 |
| **الإحصاءات الوصفية** | **19** |
| الإحصاءات الوصفية لمتغير واحد | 19 |
| الإحصاءات الوصفية مع المدرج التكراري لمتغير واحد | 20 |
| الإحصاءات الوصفية لعدة متغيرات | 21 |
| الإحصاءات الوصفية لمتغير وفق تصنيف متغير نوعي | 22 |
| **اختبار الفرضيات** | **23** |
| اختبار متوسط مجتمع | 23 |
| اختبار تباين مجتمع | 24 |
| اختبار وسيط مجتمع | 24 |
| اختبار تساوي التباينات | 26 |
| اختبار الفرق بين متوسطي مجموعتين | 27 |
| اختبار الفرق بين عدة متوسطات | 28 |

| الموضوع | الصفحة |
|---|---|
| **الانحدار الخطي البسيط** | **31** |
| رسم شكل الانتشار | 31 |
| مصفوفة معاملات الارتباط الأولية | 33 |
| حساب معاملات الارتباط مع اختبار معنويتها | 33 |
| تقدير النموذج | 36 |
| التقدير النقطي والتنبؤ النقطي | 38 |
| التقدير المجالي والتنبؤ المجالي | 39 |
| إيجاد المرونة | 42 |
| إيجاد مجال الثقة للمقدرات (المعلمات) | 42 |
| اختبار قيم المعلمات بشكل خاص | 43 |
| حساب تباين حد الخطأ | 44 |
| تخزين سلسلة البواقي | 45 |
| التمثيل البياني للبواقي | 45 |
| فرضية التوزيع الطبيعي للأخطاء | 46 |
| افتراض أن المتغير المستقل غير عشوائي | 47 |
| **الانحدار الخطي المتعدد** | **50** |
| رسم شكل الانتشار | 50 |
| حساب معاملات الارتباط مع اختبار معنويتها | 51 |
| حساب معاملات الارتباط الجزئية مع اختبار معنويتها | 53 |
| تقدير النموذج | 54 |
| اختبارات الثبات بواسطة الانحدار التدريجي | 55 |
| نموذج الانحدار المعياري | 58 |
| فرضية الخطية لدالة الانحدار | 58 |
| **اختبارات مشتقة من تحليل التباين** | **61** |
| أولاً: اختبار إدخال متغير أو مجموعة متغيرات تفسيرية إضافية للنموذج | 61 |
| ثانياً: انتقاء المتغيرات التفسيرية | 71 |
| ثالثاً: اختبار ثبات معلمات النموذج مع الزمن (اختبار **Chow**) | 78 |
| رابعاً: اختبار القيود على المعلمات | 81 |
| خامساً: اختبار ثبات معلمات الانحدار عندما يزداد حجم العينة | 86 |

| الموضوع | الصفحة |
|---|---|
| **مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء ومعالجتها** | **89** |
| أسباب ظهور الارتباط الذاتي للأخطاء | 89 |
| ماذا ينتج عن وجود الارتباط الذاتي للأخطاء | 90 |
| الطرق البيانية للكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء | 91 |
| أنواع الارتباط الذاتي للأخطاء | 94 |
| الطرق الرياضية للكشف عن الارتباط الذاتي للأخطاء | 94 |
| طرق تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي | 97 |
| إجراءات التقدير في حالة وجود ارتباط ذاتي للأخطاء | 102 |
| **مشكلة الارتباط الخطي المتعدد ومعالجتها** | **106** |
| نتائج الارتباط الخطي المتعدد | 106 |
| طرق الكشف عن الارتباط الخطي المتعدد | 107 |
| طرق معالجة الارتباط الخطي المتعدد | 113 |
| **مشكلة عدم ثبات التباين (اختلاف التباين) ومعالجتها** | **120** |
| أسباب مشكلة عدم ثبات التباين | 120 |
| التمثيل البياني للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين | 121 |
| اختبارات تقليدية للكشف عن عدم ثبات التباين | 123 |
| اختبارات مباشرة للكشف عن عدم ثبات التباين | 128 |
| معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ العشوائي | 136 |
| **المتغيرات الصورية (الوهمية)** | **146** |
| استخدامات المتغيرات الصورية (الوهمية) | 148 |
| إنشاء متغيرات وهمية ثنائية في **EViews** | 149 |
| إنشاء المتغيرات الموسمية في **EViews** | 156 |
| **السيرة الذاتية للمؤلف** | **160** |